

N° 11F0027M au catalogue — N° 073

ISSN 1703-0412

ISBN 978-1-100-98112-3

## Document de recherche

Série de documents de recherche sur l'analyse économique (AE)

# La dynamique du travail autonome chez les hommes au Canada : comparaison des années 1990 et des années 2000

par Danny Leung et Chris Robinson

Division de l'analyse économique

18-F, Immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture

Téléphone: 1-800-263-1136



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

# La dynamique du travail autonome chez les hommes au Canada : comparaison des années 1990 et des années 2000

par

Danny Leung et Chris Robinson

11F0027M No. 073  
ISSN 1703-0412  
ISBN 978-1-100-98112-3

Statistique Canada  
Division de l'analyse économique  
18-F, Immeuble R.-H.-Coats, 100 promenade Tunney's Pasture  
Ottawa K1A 0T6

**Comment obtenir d'autres renseignements :**  
Service national de renseignements : 1-800-263-1136  
Renseignements par courriel : [infostats@statcan.gc.ca](mailto:infostats@statcan.gc.ca)

**Octobre 2011**

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2011

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division de la gestion de l'information, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

**This publication is available in English (Catalogue no. 11F0027M, no. 073).**

## **Note de reconnaissance**

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

## **Normes de service à la clientèle**

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées dans le site [www.statcan.gc.ca](http://www.statcan.gc.ca) sous « Notre organisme » cliquez sur À propos de nous > Notre organisme > et sélectionnez « Offrir des services aux Canadiens ».

## Série de documents de recherche sur l'analyse économique

La série de documents de recherche sur l'analyse économique permet de faire connaître les travaux de recherche effectués par le personnel du secteur des études analytiques et des comptes nationaux, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série de documents de recherche a pour but de favoriser la discussion sur un éventail de sujets tels que les répercussions de la nouvelle économie, les questions de productivité, la rentabilité des entreprises, l'utilisation de la technologie, l'incidence du financement sur la croissance des entreprises, les fonctions de dépréciation, l'utilisation de comptes satellites, les taux d'épargne, le crédit-bail, la dynamique des entreprises, les estimations hédoniques, les tendances en matière de diversification et en matière d'investissements, les différences liées au rendement des petites et des grandes entreprises ou des entreprises nationales et multinationales ainsi que les estimations relatives à la parité du pouvoir d'achat. Les lecteurs de la série sont encouragés à communiquer avec les auteurs pour leur faire part de leurs commentaires, critiques et suggestions.

Les documents sont diffusés principalement au moyen d'Internet. Ils peuvent être téléchargés gratuitement sur Internet, à [www.statcan.gc.ca](http://www.statcan.gc.ca).

Tous les documents de recherche de cette série font l'objet d'un processus de révision institutionnelle et d'évaluation par les pairs afin de s'assurer de leur conformité au mandat confié par le gouvernement à Statistique Canada en tant qu'agence statistique et de leur pleine adhésion à des normes de bonne pratique professionnelle, partagées par la majorité.

Les documents de cette série comprennent souvent des résultats provenant d'analyses statistiques multivariées ou d'autres techniques statistiques. Il faut noter que les conclusions de ces analyses sont sujettes à des incertitudes dans les estimations énoncées.

Le niveau d'incertitude dépendra de plusieurs facteurs : de la nature de la forme fonctionnelle de l'analyse multivariée utilisée; de la technique économétrique employée; de la pertinence des hypothèses statistiques sous-jacentes au modèle ou à la technique; de la représentativité des variables prises en compte dans l'analyse; et de la précision des données employées. Le processus de la revue des pairs vise à garantir que les documents dans les séries correspondent aux normes établies afin de minimiser les problèmes dans chacun de ces domaines.

Comité de révision des publications  
Direction des études analytiques, Statistique Canada  
18<sup>e</sup> étage, Immeuble R.-H.-Coats  
Ottawa, Ontario K1A 0T6

### Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

- . indisponible pour toute période de référence
- .. indisponible pour une période de référence précise
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- 0 zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
- 0<sup>s</sup> valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
- P provisoire
- r révisé
- x confidentiel en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique
- E à utiliser avec prudence
- F trop peu fiable pour être publié
- \* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ( $p < 0,05$ )

## Table des matières

<b>Remerciements .....</b>	<b>5</b>
<b>Résumé.....</b>	<b>6</b>
<b>Sommaire .....</b>	<b>7</b>
<b>1 Introduction .....</b>	<b>9</b>
<b>2 Modèle des transitions sur le marché du travail.....</b>	<b>11</b>
2.1 Cadre conceptuel .....	11
2.2 Cadre économétrique .....	14
<b>3 Données.....</b>	<b>17</b>
3.1 Description et restrictions de l'échantillon .....	17
3.2 Taux de transition .....	18
3.3 Statistiques sommaires.....	20
<b>4 Résultats de l'estimation .....</b>	<b>24</b>
4.1 Estimations du modèle .....	24
4.2 Prévion de l'évolution des taux de transition .....	29
<b>5 Conclusion .....</b>	<b>31</b>
<b>Bibliographie.....</b>	<b>33</b>



## **Remerciements**

Les auteurs remercient René Morissette et Grant Schellenberg de Statistique Canada ainsi que Herb Schuetze de l'Université de Victoria pour leurs commentaires sur une première version de la présente analyse.

## Résumé

La présente étude vise à expliquer les raisons pour lesquelles les taux de transition chez les hommes entre non-emploi, l'emploi rémunéré, le travail autonome pour compte propre et le travail autonome avec aide rémunérée ont varié au Canada entre les années 1990 et les années 2000 et l'ampleur de cette variation. Elle révèle que les travailleurs autonomes étaient beaucoup moins susceptibles de revenir à un emploi rémunéré dans les années 2000 qu'ils ne l'étaient dans les années 1990. Les estimations obtenues par un modèle logit multinomial dynamique mixte laissent supposer que c'est l'augmentation de la dépendance à la situation d'emploi, et non l'évolution démographique ni l'évolution de la structure sectorielle ou professionnelle, qui intervient dans la hausse de la stabilité. Comme la productivité des nouveaux venus étaient moindre que celle des travailleurs autonomes en poste d'après les études parues, la présence accrue de nouveaux travailleurs à leur compte dans les années 1990 et la courte existence de leur entreprise sont probablement liées à la productivité plus faible du secteur du travail autonome dans les années 1990 par rapport à celle enregistrée dans ce même secteur dans les années 2000.

## Sommaire

La présente étude vise à déterminer si la nature du travail autonome a changé entre les années 1990 et les années 2000. La question est importante non seulement en raison du grand nombre de Canadiens qui sont travailleurs autonomes aujourd'hui et qui l'ont été dans le passé, mais aussi parce qu'elle permet de comprendre la plus faible productivité des entreprises non constituées en sociétés du secteur du travail autonome dans les années 1990 par rapport aux années 2000.

L'analyse porte sur l'évolution de la nature du travail autonome en comparant les taux de transition du marché du travail chez les hommes (entre le non-emploi, l'emploi rémunéré, le travail autonome pour compte propre et le travail autonome avec aide rémunérée) dans deux échantillons de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) : l'échantillon de 1993-1998 et celui de 2002-2007. Un modèle économétrique est ensuite estimé pour déterminer plus précisément l'ampleur des changements.

Comment la part de travailleurs autonomes sur le marché du travail a-t-elle évolué entre les années 1990 et les années 2000 (entrées et sorties)?

Par rapport au travailleur autonome des années 1990, le travailleur autonome des années 2000 était moins disposé à passer à un emploi rémunéré.

L'évolution des taux de transition concorde avec l'argument selon lequel bon nombre de personnes avaient recours au travail autonome comme palliatif dans les années 1990. Au lieu de persister dans le travail autonome, le travailleur autonome des années 1990 était davantage porté à revenir à un emploi rémunéré lorsque les occasions se présentaient. De plus, moins d'employés rémunérés devenaient travailleurs autonomes dans les années 2000 par rapport aux années 1990.

Quelles raisons expliquent la hausse de la persistance dans le travail autonome?

Un modèle économétrique est estimé afin d'analyser la hausse de la persistance dans le travail autonome. D'après ce modèle, cette persistance est attribuable à une plus grande dépendance à la situation d'emploi en place. L'évolution démographique ou la modification de la structure sectorielle et professionnelle interviennent peu dans l'accroissement de cette persistance. La dépendance à la situation d'emploi s'explique par bon nombre de facteurs. Les coûts élevés de recherche d'emploi peuvent empêcher les personnes de chercher un travail et donc de passer à un emploi rémunéré si elles se trouvent dans d'autres situations d'emploi, comme le travail autonome. Les coûts irrécupérables intervenant dans la création d'une entreprise (par exemple l'achat de matériel spécialisé) peuvent constituer un frein pour revenir à un emploi rémunéré. L'acquisition de compétences par la pratique peut entraîner une dépendance accrue à la situation d'emploi si les compétences acquises dans un travail autonome ne sont pas facilement transférables à un emploi rémunéré. Il faut approfondir la recherche afin de mieux comprendre la cause de cette hausse de la dépendance à la situation d'emploi entre les années 1990 et les années 2000.

Quelle est l'incidence sur la productivité?

La nature plus temporaire du travail autonome dans les années 1990 indique que les entreprises lancées par de nouveaux travailleurs autonomes à cette époque ne maintenaient pas longtemps leurs activités. Les études déjà publiées laissent entendre qu'en moyenne les nouveaux venus ne sont pas aussi productifs que les travailleurs autonomes déjà en poste et qu'il faut du temps pour que leur productivité augmente. La présence accrue de nouveaux travailleurs à compte propre dans les années 1990 et la courte existence de leur entreprise sont probablement liées à

la productivité plus faible du secteur du travail autonome dans les années 1990 par rapport à celle enregistrée dans ce même secteur dans les années 2000.

# 1 Introduction

Le taux du travail autonome a souvent servi d'indicateur du niveau d'entrepreneuriat (Audretsch et Thurik, 2001). Toutefois, tous les travailleurs autonomes n'ont pas une entreprise bien établie et certains pourraient même ne jamais envisager de se constituer en société ni même d'embaucher des employés. Cette part des travailleurs autonomes ne fait partie du secteur du travail autonome que provisoirement, et pourrait être en train d'acquérir des compétences qui s'appliquent davantage à un emploi salarié qu'au développement d'une entreprise. Toutes choses égales par ailleurs, ces travailleurs autonomes à l'esprit d'entreprise moins marqué seraient plus susceptibles de devenir des travailleurs salariés que des entrepreneurs à l'avenir.

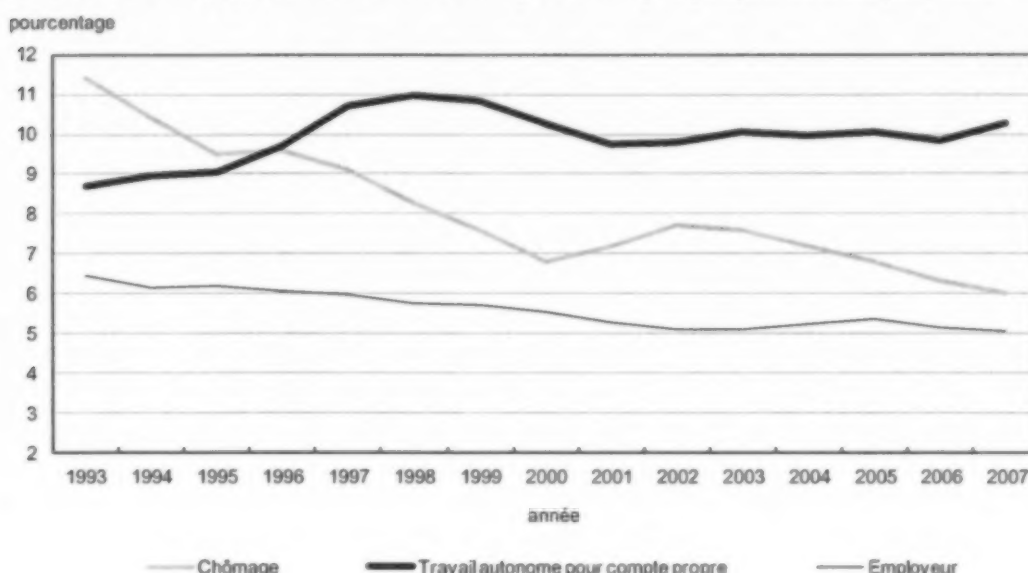
Au moyen de deux échantillons de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), celui de 1993-1998 et celui de 2002-2007, cette analyse tente de déterminer si la nature du travail autonome a changé entre les années 1990 et les années 2000. Les taux de transition annuels entre le non-emploi, deux types de travail autonome et l'emploi rémunéré sont évalués afin de déterminer les changements qui ont eu lieu. Un modèle logit multinomial mixte est ensuite estimé avec l'élément de dépendance structurelle afin de déterminer pourquoi les probabilités de transition ont varié. L'avantage d'utiliser ce cadre est qu'une des explications du degré de dépendance à la situation d'emploi en place tient à un apprentissage propre au secteur. Il est par conséquent possible d'établir si les compétences acquises dans des types d'emploi autonome moins axé sur la création d'entreprise s'appliquent plus ou moins à un emploi rémunéré.

Il est important de comprendre l'évolution de la nature du travail autonome au Canada, car la productivité s'est considérablement modifiée dans le secteur du travail autonome entre les deux décennies. Baldwin et Rispoli (2010) montrent que la productivité nominale du travail (produit intérieur brut nominal [PIB] par heures travaillées) des travailleurs autonomes non constitués en société est restée relativement constante au cours de la période de 1993 à 1998, alors qu'elle a augmenté dans le reste du secteur des entreprises. Après 2000, la situation s'est inversée; en effet, la productivité de la main-d'œuvre s'est accrue plus vite dans le secteur des entreprises non constituées que dans le reste du secteur des entreprises. Une comparaison entre le marché du travail des années 1990 et celui des années 2000 peut expliquer en partie un tel revirement.

Le graphique 1 illustre que les effets de la récession de 1991 sur le marché du travail ont persisté jusqu'au milieu des années 1990. Le taux de chômage se situait à 11,4 % en 1993 et a chuté à seulement 8,3 % en 1998. En comparaison, le taux de chômage moyen de 2002 à 2007 s'élevait à 6,9 %. La faiblesse du marché du travail dans les années 1990 s'est accompagnée d'une montée en flèche du travail autonome, plus particulièrement du travail autonome pour compte propre, c'est-à-dire du travail autonome sans employés. Le taux de travailleurs autonomes employant un salarié a en réalité accusé une baisse dans les années 1990. Roy et Gauthier (1998) ont avancé que l'essentiel de la hausse du taux de travail autonome dans les années 1990 s'expliquait par les réductions de coûts mises en place par les entreprises en raison de la faiblesse continue de la demande globale, et que, selon eux, le taux de travail autonome devait diminuer au fur et à mesure que la conjoncture économique s'améliorerait. Par conséquent, il se peut que les travailleurs aient eu recours au travail autonome comme palliatif dans les années 1990. Autrement dit, le travail autonome servait de solution de remplacement au chômage, et les travailleurs acceptaient facilement un emploi rémunéré lorsque l'occasion se présentait. Comme les travailleurs n'entendaient pas rester travailleurs autonomes, il se peut donc qu'ils aient accordé moins d'importance à l'acquisition de compétences pouvant rendre leur entreprise plus rentable et productive, mais qu'ils se soient au lieu de cela davantage consacrés à la recherche d'un emploi.

## Graphique 1

### Taux de chômage, de travail autonome pour compte propre et d'employeurs



Source : Tableau CANSIM 282-0012.

La présente analyse n'est pas la première à se pencher sur la dynamique du travail autonome au Canada. Kuhn et Schuetze (2001) ont comparé la transition entre le non-emploi, l'emploi rémunéré et le travail autonome exercé dans une entreprise non constituée en société dans les années 1980 et dans les années 1990 afin d'analyser les variations des taux de transition qui expliquaient la hausse du taux du travail autonome dans les années 1990. Chez les hommes, ils ont découvert que cette hausse du travail autonome correspondait à une baisse de la stabilité de l'emploi rémunéré. Chez les femmes, ils se sont rendu compte que la hausse du travail autonome exercé dans une entreprise non constituée en société s'expliquait par une hausse du taux de maintien en poste dans le travail autonome. Le modèle standard logit multinomial qu'ils ont utilisé pour expliquer l'évolution des transitions elles-mêmes révélait que l'évolution démographique n'avait rien à voir avec les variations des taux de transition. Plus récemment, Esmaeilzadeh (2008) s'est servi de l'EDTR pour analyser la dynamique du travail (la transition entre la situation d'inactif, le chômage, l'emploi rémunéré et le travail autonome) chez les hommes au cours de la période de 1993 à 2004. Cette analyse reposait sur un cadre économétrique similaire à celui employé ici, mais il mettait essentiellement l'accent sur les différences entre les probabilités de transition des personnes nées au Canada et les immigrants, et il n'examinait pas les différences entre les années 1990 et les années 2000.

La présente analyse met en évidence que la transition est moindre entre l'emploi rémunéré, le travail autonome pour compte propre et le travail autonome avec aide rémunérée dans les années 2000 par rapport aux années 1990. Cela vient confirmer que le travail autonome était davantage transitoire dans les années 1990. De plus, les estimations du modèle logit multinomial mixte dynamique laissent entendre que c'est la hausse de la dépendance à la situation d'emploi en place, et non les facteurs cycliques (représentés par les taux de chômage provinciaux), l'évolution démographique ni les changements dans la structure sectorielle et professionnelle qui intervient dans la hausse de la stabilité. La dépendance à la situation d'emploi peut s'expliquer par bon nombre de facteurs. Les coûts élevés de recherche d'emploi peuvent empêcher les personnes de chercher un travail et donc de passer à un emploi rémunéré si elles se trouvent dans d'autres situations d'emploi, comme le travail autonome. Les coûts irrécupérables



intervenant dans la création d'une entreprise (par exemple l'achat de matériel spécialisé) peuvent constituer un frein pour revenir à un emploi rémunéré. L'acquisition de compétences par la pratique peut entraîner une dépendance accrue à la situation d'emploi si les compétences acquises dans un travail autonome ne sont pas facilement transférables à un emploi rémunéré. La dépendance accrue à la situation d'emploi en place pourrait s'expliquer par le fait que de nombreux nouveaux travailleurs autonomes dans les années 1990 se préoccupaient davantage de revenir à un emploi rémunéré et s'attachaient par conséquent principalement à accumuler des compétences destinées à un tel emploi plutôt qu'à exploiter une entreprise même s'ils étaient travailleurs autonomes. Il faut approfondir la recherche afin de comprendre les raisons de cette plus grande dépendance à la situation d'emploi.

La nature plus temporaire du travail autonome dans les années 1990 est probablement liée à la productivité plus faible enregistrée dans le secteur du travail autonome dans les années 1990 par rapport à celle de ce même secteur dans les années 2000. Les études déjà publiées (par exemple, Foster, Haltiwanger et Krizan 2001; Baldwin et Gu 2006) laissent entendre qu'en moyenne les nouveaux venus ne sont pas aussi productifs que les travailleurs autonomes en poste et qu'il faut du temps pour que leur productivité augmente. La présence accrue de nouveaux travailleurs autonomes dans les années 1990 et le fait que leur entreprise ne survivait pas aussi longtemps que celle des nouveaux travailleurs autonomes dans les années 2000 auraient des répercussions négatives sur la productivité dans le secteur du travail autonome.

Dans la section suivante, la section 2, on expose le cadre conceptuel et économétrique qui a servi dans la présente analyse. Suivent ensuite une description de l'EDTR et une présentation des probabilités brutes de transition à la section 3. Dans la section 4, on expose les estimations du modèle et on évalue les raisons pour lesquelles les probabilités de transition ont changé. Enfin, les conclusions de cette étude figurent à la section 5.

## **2 Modèle des transitions sur le marché du travail**

### **2.1 Cadre conceptuel**

Chaque année, les personnes choisissent entre le non-emploi, l'emploi rémunéré, un travail autonome moins axé sur la création d'entreprise et un travail autonome axé sur la création d'entreprise<sup>1</sup>. Dans le cadre de la présente analyse, la présence d'employés sert d'indicateur pour reconnaître ce deuxième type de travail autonome. L'embauche d'employés est une étape importante dans le développement d'une entreprise. Elle indique que l'on s'attend à ce que l'entreprise génère suffisamment de revenus pour faire vivre non seulement le propriétaire de l'entreprise, mais aussi au moins une autre personne. L'embauche d'employés témoigne également d'un certain niveau d'engagement dans une entreprise. Une personne peut déclarer qu'elle est travailleur autonome, mais il se peut que son entreprise n'exerce pas d'activités. La présence d'une aide rémunérée indique en règle générale qu'il existe une certaine activité économique; le propriétaire de l'entreprise s'investit au moins suffisamment pour rémunérer ses employés.

D'autres mesures peuvent également servir à distinguer les deux formes de travail autonome. La constitution en société est une démarche coûteuse qui montre donc également un certain niveau d'engagement à l'égard d'une entreprise. Toutefois, à la différence de l'embauche d'employés, la constitution en société est une dépense ponctuelle. Elle exprime un véritable intérêt ou des espérances de croissance au cours de l'année où l'entreprise est constituée en société, mais pas

1. Développement des ressources humaines Canada (2000) admet également que les travailleurs autonomes se répartissent en deux groupes : ceux qui souhaitent gagner un salaire « décent » et pas nécessairement développer leurs activités, et ceux qui souhaitent élargir leur entreprise. En outre, ce rapport détermine que les travailleurs autonomes pour compte propre appartiennent au premier groupe et les employeurs au deuxième.



forcément dans les années ultérieures. Par ailleurs, la politique fiscale peut influencer sur la limite à partir de laquelle les personnes choisissent de se constituer en société. Une modification des avantages fiscaux applicables au fait de posséder une entreprise constituée en société par rapport à ceux applicables au fait de posséder une entreprise non constituée en société peut avoir des répercussions sur la forme de l'entreprise même si les perspectives du propriétaire et le niveau d'activité n'ont pas changé. Un autre moyen de repérer une activité marquée par l'esprit d'entreprise est d'observer le revenu du propriétaire. Si le montant du revenu dépasse un certain seuil (le niveau de revenu auquel le propriétaire pourrait prétendre s'il était employé par exemple), cela signifie que l'engagement et l'activité du propriétaire de l'entreprise sont plus élevés. Le principal inconvénient de cette mesure est qu'il s'agit d'un indicateur a posteriori. Les revenus d'entreprise sont volatils. Même quand le niveau d'activité et les espérances sont élevés, les revenus n'en sont pas nécessairement plus importants. En outre, le rendement au cours de la période pour le propriétaire de l'entreprise est difficile à dégager. Il peut prendre la forme de salaires, d'un revenu provenant d'un travail autonome dans une entreprise non constituée en société, de dividendes ou de gains de capital futurs attendus (au moment où l'entreprise sera vendue). Pour les raisons citées plus haut, la présence d'une aide rémunérée sert à identifier grosso modo les activités marquées par l'esprit d'entreprise dans le cadre de la présente analyse.

On assume que les personnes choisissent une des quatre situations d'emploi en fonction de celle qui leur procure la plus grande utilité. Cette utilité prend en compte les gains monétaires et les divers avantages non pécuniaires, comme la flexibilité associée au travail autonome, l'interaction sociale liée au travail et le rendement par rapport à la production domestique lié à l'emploi. L'utilité ou l'attrait de se trouver dans une situation d'emploi  $j$  pour une personne  $i$  à l'instant  $t$  sera ici désigné par  $U_{ijt}^*$ , où  $j$  = le non-emploi (NE), l'emploi rémunéré (ER), le travail autonome pour compte propre (TACP) et le travail autonome avec aide rémunérée (TAAR). La personne  $i$  choisit l'emploi  $j$  si  $U_{ijt}^* > U_{ikt}^*$  pour tout  $k \neq j$ .

$$U_{ijt}^* = X_{it}'\beta_j^* + C_{it}\alpha_j + Y_{i,j,t-1}^{ER}\gamma_j^{ER*} + Y_{i,j,t-1}^{TACP}\gamma_j^{TACP*} + Y_{i,j,t-1}^{TAAR}\gamma_j^{TAAR*} + \eta_{ij}^* + \varepsilon_{ijt}^*, \quad (1)$$

où  $X_{it}$  est un vecteur  $k \times 1$  de caractéristiques individuelles observables;  $C_{it}$  est un indicateur cyclique qui varie dans le temps et en fonction de la province dans laquelle la personne réside;  $\eta_{ij}^*$  désigne les caractéristiques individuelles non observables constantes dans le temps qui peuvent mettre en évidence une préférence pour un secteur par rapport à un autre ou des capacités innées;  $\varepsilon_{ijt}^*$  désigne les caractéristiques individuelles non observables qui varient dans le temps;  $Y_{i,j,t-1}^{ER}$  est une variable indicatrice qui a la valeur 1 (un) si la personne  $i$  occupait un emploi rémunéré à l'instant  $t-1$  et 0 (zéro) dans les autres cas;  $Y_{i,j,t-1}^{TACP}$  est une variable indicatrice qui a la valeur 1 (un) si la personne  $i$  était un travailleur autonome pour compte propre à l'instant  $t-1$  et 0 (zéro) dans les autres cas;  $Y_{i,j,t-1}^{TAAR}$  est une variable indicatrice qui a la valeur 1 (un) si la personne  $i$  était travailleur autonome avec une aide rémunérée à l'instant  $t-1$  et 0 (zéro) dans les autres cas.

Le vecteur de caractéristiques individuelles observables permet de tenir compte des éléments suivants : le niveau de scolarité, l'âge, l'état matrimonial, les autres revenus familiaux, la présence de jeunes enfants, le statut d'immigrant, le secteur d'activité et la profession. Le niveau de scolarité et l'âge (indicateurs indirects de l'expérience) sont directement liés à la productivité de la personne et par conséquent aux gains monétaires de chaque situation d'emploi. Comme le montrent Rees et Shah (1986), l'effet du niveau de scolarité et de l'âge sur le choix entre un emploi rémunéré et le travail autonome se manifeste également par des voies non pécuniaires. Les auteurs avancent que les personnes les plus instruites sont les mieux informées et sont par conséquent dans de meilleures dispositions pour évaluer les occasions d'affaires. Cette capacité

à mieux évaluer les occasions d'affaires diminue le caractère risqué du travail autonome et augmente la probabilité d'opter pour cette situation d'emploi si les personnes font preuve d'aversion au risque. Les auteurs affirment également que des changements liés à l'âge peuvent influencer sur les préférences d'une personne en matière de situation d'emploi. Par exemple, il se peut que les personnes plus âgées fassent preuve d'une aversion au risque plus grande et qu'elles soient moins susceptibles d'opter pour le travail autonome. L'état matrimonial ainsi que le niveau de scolarité et le revenu des autres membres de la famille sont des données qui ont servi à d'autres chercheurs comme Borjas et Bronars (1989) et Hamilton (2000) pour mettre en évidence le degré de soutien familial dont disposent les personnes. L'idée sous-jacente est qu'un soutien familial accru peut rendre le travail autonome moins risqué ou moins exigeant. De la même façon, un soutien familial accru peut se manifester par le fait d'avoir un plus grand nombre d'enfants, mais la présence de jeunes enfants peut orienter la préférence d'une personne vers le non-emploi ou vers un type de travail autonome qui permet d'avoir des horaires de travail plus flexibles<sup>2</sup>. En ce qui concerne le fait d'être un immigrant, les études parues font valoir que les effets d'enclave et la discrimination qui existent dans l'emploi rémunéré prédisposent les immigrants au travail autonome<sup>3</sup>. En outre, l'existence d'un Programme d'immigration de gens d'affaires au Canada, qui cherche à attirer les investisseurs, les entrepreneurs et les travailleurs autonomes, peut rendre les immigrants plus susceptibles de choisir un type de travail autonome plutôt qu'un emploi rémunéré. Enfin, les variables nominales relatives au secteur d'activité et à la profession sont intégrées au modèle de choix afin de saisir les différences entre les diverses possibilités de travail autonome existant dans les différents secteurs et les différentes professions.

L'indicateur cyclique met en évidence les répercussions de la conjoncture économique sur le rendement de la situation d'emploi. Par exemple, plus le nombre d'entreprises en faillite est élevé dans une situation économique défavorable, plus les espérances de gains liées à une création d'entreprise pourraient diminuer.

Les variables indicatrices qui montrent la situation d'emploi des personnes au cours de la période précédente mettent en évidence le degré de dépendance à la situation d'emploi sur le marché du travail. Il existe une multitude d'interprétations possibles de cette dépendance à la situation d'emploi. Les coûts élevés de recherche d'emploi peuvent conduire à une dépendance dans le cas du non-emploi (voir par exemple Hyslop, 1999). Le coût élevé d'une étude de marché et d'autres frais liés à l'information peuvent décourager les personnes occupant un emploi et les salariés à démarrer une entreprise. Par ailleurs, les coûts irrécupérables liés aux biens d'équipement et aux bâtiments ainsi que la durée d'un bail peuvent dissuader les employeurs ou les travailleurs autonomes à compte propre de devenir salariés. Autrement, la dépendance à la situation d'emploi peut découler de l'acquisition d'un capital humain par la pratique (voir par exemple Eckstein et Wolpin 1989). Si une personne a passé l'année antérieure à un emploi rémunéré, par exemple, elle a sans doute acquis des compétences qui permettent d'augmenter son salaire à son poste actuel ou qui élargissent ses perspectives d'emploi. Il se peut que les nouvelles compétences ou connaissances n'aient pas été acquises parmi l'ensemble habituel des caractéristiques que l'on trouve chez les travailleurs. En outre, il se peut que ces compétences ne soient pas propres à une situation d'emploi. Les compétences acquises dans la gestion d'une partie de l'activité d'une grande entreprise peuvent servir à diriger sa propre entreprise. Les compétences acquises dans la direction d'une entreprise sans employés peuvent être transférables à la direction d'une entreprise employant des salariés, mais peuvent également être applicables à un emploi rémunéré.

2. Voir Leung (2006), par exemple.

3. Voir Schuetze (2005) pour obtenir un tour d'horizon des études sur la question.

## 2.2 Cadre économétrique

En règle générale, on n'observe pas l'utilité liée à une situation d'emploi, et le fait que l'on observe une personne dans un emploi rémunéré révèle uniquement que l'utilité qu'elle retire d'un emploi rémunéré est supérieure à celle qu'elle retire d'autres situations d'emploi. Par conséquent, les paramètres de l'équation (1) ne sont pas définis, et un certain degré de normalisation est nécessaire. Dans la présente analyse, nous avons choisi le non-emploi comme catégorie de base<sup>4</sup>; l'effet des covariables observées sur le non-emploi et l'effet individuel constant dans le temps du non-emploi sont soustraits de l'utilité de l'emploi rémunéré, du travail autonome pour compte propre et du travail autonome avec aide rémunérée. Pour  $j = ER, TACP$  et  $TAAR$ , l'utilité transformée se calcule de la façon suivante :

$$U_{ijt} = X_{it}'\beta_j + C_{it}\alpha_j + Y_{i,j,t-1}^{ER}\gamma_j^{ER} + Y_{i,j,t-1}^{TACP}\gamma_j^{TACP} + Y_{i,j,t-1}^{TAAR}\gamma_j^{TAAR} + \eta_{ij} + \varepsilon_{ijt}. \quad (2)$$

Tandis que pour  $NE$ , l'utilité transformée s'écrit :

$$U_{i,NE,t} = \varepsilon_{i,NE,t}.$$

Cette formule change l'interprétation des paramètres. Par exemple,  $\beta_{ER}$  désignerait l'effet marginal de  $X_{it}$  sur l'utilité de l'emploi rémunéré moins l'effet marginal de  $X_{it}$  sur l'utilité du non-emploi (c.-à-d.,  $\beta_{ER} = \beta_{ER}^* - \beta_{NE}^*$ ).

À partir de là, il est nécessaire de poser une hypothèse sur la distribution du choc aléatoire et de décider comment évaluer l'effet individuel constant dans le temps. Dans la présente analyse, nous partons du principe que  $\varepsilon_{ijt}$  suit une loi des valeurs extrêmes de type I pour l'ensemble des variables  $i, j$  et  $t$ , que  $\varepsilon_{ijt}$  ne présente aucune corrélation entre les personnes, les situations d'emploi et le temps et que  $\varepsilon_{ijt}$  n'est pas corrélé aux variables explicatives et à  $\eta_{ij}$ . Par ailleurs, nous posons l'hypothèse suivante :

$$\begin{pmatrix} \eta_{iER} \\ \eta_{iTACP} \\ \eta_{iTAAR} \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \Sigma \right)$$

Prises ensemble, ces hypothèses illustrent un modèle logit multinomial mixte (LMM) ou un modèle logit de paramètres aléatoires. À la différence du modèle logit multinomial standard utilisé par Kuhn et Schuetze (2001), le modèle LMM tient compte des corrélations dans les composantes d'erreur entre les possibilités. Il est important de tenir compte de cette corrélation, car elle assouplit l'hypothèse d'indépendance des possibilités non pertinentes que pose le modèle logit multinomial. En effet, du fait de l'indépendance des possibilités non pertinentes, la probabilité associée au choix entre un emploi rémunéré et le non-emploi n'est pas influencée par l'introduction ou la suppression du travail autonome comme option. Le modèle LMM constitue donc un cadre plus flexible.

Nous aurions pu formuler d'autres hypothèses pour rendre le modèle exploitable. Les caractéristiques individuelles non observables qui varient dans le temps (terme du choc

4. Kuhn et Schuetze (2001) se sont également servis du non-emploi comme catégorie de base. Un tel choix facilite l'interprétation des coefficients estimés, car les variables clés comme l'emploi dans la période antérieure, le niveau de scolarité et l'âge augmentent le rendement de l'emploi rémunéré et du travail autonome par rapport au non-emploi. Autrement dit, il est plus facile d'examiner la différence entre les coefficients dans le temps et en fonction de la situation d'emploi lorsque tous les coefficients portent le même signe.

aléatoire) pourraient suivre une loi normale multivariée, qui conduirait à un modèle probit multinomial. Poser l'hypothèse d'une loi normale multivariée a l'avantage que les termes d'erreur peuvent être corrélés librement entre les personnes et les situations d'emploi. Par contraste, le modèle LMM tient compte uniquement des corrélations dans les termes d'erreur par le truchement de la corrélation entre les composantes propres aux personnes. Bien que l'hypothèse multivariée normale soit séduisante en théorie, en pratique, elle demande énormément de temps pour estimer le modèle probit multinomial sans imposer de restrictions à la matrice de covariance. L'inconvénient qui nous préoccupe le plus dans le cadre de la présente analyse est que l'identification est délicate (les estimations des paramètres sont instables et les erreurs-types sont importantes) lorsqu'aucune autre covariable propre aux possibilités n'est disponible. Keane (1992) le montre dans le cadre d'un modèle probit multinomial prenant en compte une période, et Rendtel et Kaltenborn (2004) ont étendu les travaux de Keane au modèle probit multinomial sur plusieurs périodes. Par ailleurs, Prowse (2006) met en évidence que le modèle LMM peut produire des estimations fiables des paramètres et qui se comportent bien sans d'autres variables explicatives propres aux possibilités<sup>5</sup>.

---

5. Prowse (2007) a montré en outre les conditions dans lesquelles l'identification dans un modèle LMM dynamique ne dépend pas uniquement de la forme fonctionnelle des termes non observés.



En conséquence, comme le modèle probit multinomial est plus flexible, l'identification est plus difficile, plus particulièrement en l'absence d'autres variables explicatives propres aux possibilités<sup>6</sup>.

En outre, l'effet individuel qui ne varie pas dans le temps pourrait être traité comme un effet fixe et non comme un effet aléatoire, comme le préconisent Honoré et Kyriazidou (2000), ou l'effet aléatoire pourrait varier dans le temps de façon particulière, comme l'avance Prowse (2007)<sup>7</sup>. Nous n'avons pas opté pour ces approches dans la présente analyse essentiellement en raison de la série chronologique réduite des données (six ans).

Conditionnellement à  $\eta_{it}$ , l'hypothèse du modèle logit signifie que la probabilité qu'une personne  $i$  se trouve dans une situation  $j$  (pour  $j = ER, TACP$  et  $TAAR$ ) à un instant  $t$  se définit comme suit :

$$P(Y_{ijt} = 1) = \frac{\exp(X'_{it}\beta_j + C_{it}\alpha_j + Y_{i,j,t-1}^{ER} \gamma_j^{ER} + Y_{i,j,t-1}^{TACP} \gamma_j^{TACP} + Y_{i,j,t-1}^{TAAR} \gamma_j^{TAAR} + \eta_{ij})}{1 + \sum_{k=ER,TACP,TAAR} \exp(X'_{it}\beta_k + C_{it}\alpha_k + Y_{i,k,t-1}^{ER} \gamma_k^{ER} + Y_{i,k,t-1}^{TACP} \gamma_k^{TACP} + Y_{i,k,t-1}^{TAAR} \gamma_k^{TAAR} + \eta_{ik})} \quad (3)$$

Tandis que la probabilité qu'une personne  $i$  se trouve en situation de non-emploi à un instant  $t$  se définit comme suit :

$$P(Y_{i,NE,t} = 1) = \frac{1}{1 + \sum_{k=ER,TACP,TAAR} \exp(X'_{it}\beta_k + C_{it}\alpha_k + Y_{i,k,t-1}^{ER} \gamma_k^{ER} + Y_{i,k,t-1}^{TACP} \gamma_k^{TACP} + Y_{i,k,t-1}^{TAAR} \gamma_k^{TAAR} + \eta_{ik})}$$

Conditionnellement à  $\eta_{iER}$ ,  $\eta_{iTACP}$  et  $\eta_{iTAAR}$ , la probabilité d'observer la suite de choix que fait une personne dans l'échantillon se définit comme suit :

$$P_i(\eta_{iPE}, \eta_{iTACP}, \eta_{iTAAR}) = \prod_{t=1}^T (P_{i,NE,t})^{Y_{i,NE,t}} (P_{i,ER,t})^{Y_{i,ER,t}} (P_{i,TACP,t})^{Y_{i,TACP,t}} (P_{i,TAAR,t})^{Y_{i,TAAR,t}} \quad (4)$$

La probabilité inconditionnelle d'observer la série de choix que fait une personne  $i$  s'obtient en intégrant l'équation (4) en fonction de la densité de probabilité conjointe de  $\eta_{iER}$ ,  $\eta_{iTACP}$  et  $\eta_{iTAAR}$  :

$$P_i = \int \int \int P_i(\eta_{iER}, \eta_{iTACP}, \eta_{iTAAR}) dF(\eta_{iER}, \eta_{iTACP}, \eta_{iTAAR}), \quad (5)$$

où  $F$  est la densité cumulative de la fonction de répartition d'une loi normale multivariée. La fonction de log-vraisemblance pour un échantillon indépendant de  $N$  personnes, chacune observée au cours des instants  $T$ , est la suivante :

6. Une autre variable explicative précise possible dont on dispose dans les données sont les gains. Dans les professions pour lesquelles la personne n'est pas observée, il est possible de prédire ses gains par une régression des gains. D'après les études de Rees et Shah (1986) et Leung (2006), il faudrait estimer un modèle des choix professionnels de forme réduite; des variables de correction pour la sélection de l'échantillon seraient ensuite créées et utilisées dans les régressions des gains générés par le travail autonome et l'emploi salarié. Les gains prévus obtenus par ces régressions pourraient être utilisés dans le modèle structurel des choix professionnels. Cette possibilité n'est pas envisagée ici, car il est difficile d'expliquer les gains provenant du travail autonome à l'aide de variables explicatives traditionnelles. Le  $R^2$  des régressions des gains dans le travail autonome est de loin inférieur à celui des régressions des gains dans l'emploi salarié. Voir par exemple les travaux de Hamilton (2000). Le manque de fiabilité des gains déclarés dans le cas du travail autonome est l'une des raisons pour lesquelles la présente analyse examine la dynamique du marché du travail et non les gains en vue de décrire le travail autonome.
7. Esmailzadeh (2008) admet que chaque effet aléatoire propre à une situation suit une loi discrète multinomiale. Comme les effets aléatoires ne peuvent pas être corrélés, l'approche dans cette étude n'est pas moins restrictive que celle que nous avons adoptée dans la présente analyse.

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \ln P_i. \quad (6)$$

Comme l'intégration par la méthode Monte Carlo sert à évaluer l'intégrale à l'équation (5), le modèle est estimé par la méthode dite du maximum de vraisemblance simulé.

Dans l'estimation du modèle, il reste à traiter le problème des conditions initiales. La présence de variables décalées de la situation d'emploi signifie que le modèle est dynamique. Les résultats en matière d'emploi dans les données observées dépendent de résultats en matière d'emploi dans le passé qui n'ont pas été observés. Nous remédions à ce problème en suivant la suggestion de Woolridge (2005) qui consiste à définir la vraisemblance d'observer les résultats par personne aux instants  $t = 3, 4, \dots, T$ , conditionnellement aux variables explicatives et à la condition initiale à l'instant  $t = 1$ .

## 3 Données

### 3.1 Description et restrictions de l'échantillon

On présente dans cette section une comparaison entre la dynamique du marché du travail dans les années 1990 et celle des années 2000 grâce à l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR). Cette dernière consiste en une série d'échantillons d'une durée de six ans qui se chevauchent. Dans la présente analyse, on utilise le premier et le dernier de ces échantillons d'une durée de six ans. Le premier s'étend de 1993 à 1998 et le deuxième de 2002 à 2007. La population cible de l'échantillon de l'enquête se compose de presque toutes les personnes du Canada; les résidents des territoires (Territoires du Nord-Ouest, Yukon et Nunavut), les personnes qui vivent dans des établissements et celles qui habitent dans les réserves indiennes et dans les casernes militaires ne font pas partie de l'échantillon. Les échantillons sont représentatifs de la population au début de la période de chaque échantillon. L'information relative au marché du travail et les données démographiques sont recueillies en janvier pour l'année antérieure, et les renseignements sur le revenu proviennent principalement de sources administratives. Dans la présente analyse, on désigne par personne sans emploi les personnes qui n'ont pas travaillé du tout pendant l'année et par salariés, les travailleurs autonomes à compte propre ou les employeurs en fonction de la catégorie de travailleur de laquelle relève leur emploi principal. Ce dernier est déterminé par le nombre d'heures travaillées et la durée de l'emploi.

L'échantillon a été restreint afin d'éviter certains problèmes liés au marché du travail. Premièrement, l'analyse porte exclusivement sur les hommes<sup>8</sup>. Deuxièmement, comme dans les travaux de Kuhn et Schuetze (2001), l'analyse se limite aux personnes âgées de 25 à 54 ans au début de la période de chaque échantillon afin d'écarter le flux de personnes plus âgées qui se mettent à leur compte pour passer progressivement à la retraite. Il a été montré que les travailleurs autonomes sont plus susceptibles de continuer à travailler à un âge avancé et que les salariés sont de plus en plus susceptibles de se mettre à leur compte à mesure qu'ils vieillissent (voir Fuchs, 1982). Troisièmement, bien que le modèle englobe les personnes sans emploi, certaines d'entre elles ne sont rattachées d'aucune manière à la population active. Ces personnes sont éliminées de l'analyse en laissant de côté toutes celles qui n'ont jamais occupé d'emploi au cours des six années pendant lesquelles elles ont fait partie de l'enquête.

8. Le taux de travail autonome chez les femmes est inférieur à celui enregistré chez les hommes. C'est surtout le cas dans le travail autonome avec aide rémunérée. Sur la période de 1993 à 2007, l'Enquête sur la population active montre que le taux de travail autonome avec aide rémunérée chez les femmes s'échelonne de 2,8 % à 3,2 %; tandis que chez les hommes, il s'élève de 7 % à 8,8 %. L'analyse des transitions accentue les problèmes relatifs à la taille plus petite de l'échantillon des femmes travailleuses autonomes; en conséquence, l'analyse porte uniquement sur les hommes. Comme dans le cas des hommes, nous pouvons montrer que le travail autonome chez les femmes était plus persistant dans les années 2000 qu'il ne l'était dans les années 1990. Les tableaux le montrant sont disponibles sur demande.

Quatrièmement, la quantité de main-d'œuvre employée dans la production agricole a diminué au fil du temps. Étant donné qu'un grand nombre de ces travailleurs sont des agriculteurs travaillant pour leur propre compte, la baisse de la main-d'œuvre agricole se traduirait par un mouvement accru du travail autonome vers un emploi rémunéré ou vers le non-emploi. Afin d'éliminer de l'analyse l'effet de cette tendance sur les transitions, les personnes qui ont travaillé dans le secteur de l'agriculture au cours de la période de six ans ont été retirées de l'échantillon. Enfin, la montée en flèche du travail autonome dans les années 1990 s'explique, entre autres choses, par la faiblesse du marché du travail. Moore et Mueller (2002) montrent que les travailleurs congédiés étaient plus susceptibles de se mettre à leur compte au cours de cette période. Un secteur qui n'a cessé d'afficher des baisses de l'emploi alors que le travail autonome augmentait était celui de l'administration publique. En vue de supprimer l'effet de la réduction des effectifs de l'État sur les transitions, les personnes qui ont travaillé dans l'administration publique au cours des six années ne font pas partie de l'analyse.<sup>9</sup>

### 3.2 Taux de transition

Les taux de transition des échantillons utilisés pour l'estimation figurent au tableau 1. Comme nous l'avons expliqué dans la section précédente, la nature dynamique du modèle signifie que ce dernier est estimé pour les périodes de 1995 à 1998 et de 2004 à 2007. Étant donné, par exemple, que les données de 1993 sont utilisées dans les conditions initiales, les premières situations d'emploi à modéliser sont celles de 1995 (cette situation dépend de la situation d'emploi décalée de 1994). Le tableau 1 affiche les taux de transition des observations par année-personne au cours de ces deux périodes. Il existe 17 570 observations par année-personne pour les années 1990 et 13 754 observations par année-personne pour les années 2000.

---

9. Le retrait des fonctionnaires et des travailleurs agricoles a des répercussions négligeables sur les conclusions de l'analyse. Les résultats comprenant ces travailleurs sont disponibles sur demande.



**Tableau 1**  
**Taux de transition**

	Taux de transition annuel moyen entre les années adjacentes				Variation entre les années 1990 et les années 2000	
	Années 1990		Années 2000		taux	statistique t
	taux	erreur-type	taux	erreur-type		
Transition du non-emploi à						
Non-emploi	0,610	0,027	0,552	0,032	-0,058	1,390
Emploi rémunéré	0,331	0,027	0,361	0,030	0,030	0,740
Travail autonome pour compte propre	0,048	0,011	0,072	0,017	0,024	1,180
Employeur	0,010	0,004	0,015	0,006	0,004	0,590
Transition de l'emploi rémunéré à						
Non-emploi	0,024	0,002	0,024	0,002	0,000	0,000
Emploi rémunéré	0,948	0,003	0,957	0,003	0,009	2,120
Travail autonome pour compte propre	0,019	0,002	0,015	0,002	-0,004	0,004
Employeur	0,009	0,001	0,005	0,001	-0,005	2,580
Transition du travail autonome pour compte propre à						
Non-emploi	0,023	0,008	0,017	0,005	-0,006	0,610
Emploi rémunéré	0,157	0,015	0,074	0,010	-0,084	4,670
Travail autonome pour compte propre	0,769	0,018	0,898	0,012	0,129	6,140
Employeur	0,051	0,051	0,012	0,004	-0,039	4,170
Transition de employeur à						
Non-emploi	0,005	0,002	0,013	0,004	0,009	1,860
Emploi rémunéré	0,101	0,012	0,044	0,008	-0,057	4,010
Travail autonome pour compte propre	0,047	0,009	0,018	0,006	-0,029	2,700
Employeur	0,847	0,014	0,924	0,011	0,077	4,350

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Les colonnes correspondant aux années 1990 et aux années 2000 du tableau 1 montrent la répartition des personnes en fonction des situations d'emploi, que ce soit le non-emploi, l'emploi rémunéré, le travail autonome pour compte propre ou le travail autonome avec aide rémunérée, conditionnellement à la situation précédente de la personne. Par exemple, la première ligne dans la première colonne du tableau 1 montre que parmi les hommes sans emploi l'année précédente, 61 % n'occupaient toujours pas d'emploi l'année suivante. Les lignes suivantes dans la même colonne présentent la situation du reste des personnes sans emploi l'année précédente : 33 % ont décroché un emploi rémunéré; 5 % sont devenus travailleurs autonomes à compte propre; 1 % ont créé une entreprise qui emploie des salariés. Il existe une persistance dans toutes les situations d'emploi. Dans les années 1990, par exemple, 95 % des salariés, 77 % des travailleurs autonomes à compte propre et 85 % des employeurs n'ont pas changé de situation d'emploi d'une année à l'autre. Malgré l'existence de frais de mise en route associés à la création d'une entreprise, la persistance est moindre dans les situations d'emplois autonomes que dans l'emploi rémunéré. Ce phénomène est probablement dû à la plus grande variabilité des revenus d'entreprise par rapport aux revenus salariaux. L'argument selon lequel l'embauche d'employés est le signe d'un engagement plus soutenu à exploiter une entreprise va dans le sens de la constatation d'une plus grande persistance dans le travail autonome avec aide rémunérée que dans le travail autonome pour compte propre.

La cinquième colonne du tableau 1 montre la variation des taux de transition entre les années 1990 et les années 2000. La persistance s'est accrue dans l'ensemble des situations d'emploi, à l'exception du non-emploi, entre les deux périodes. Elle a augmenté seulement d'environ 1 point de pourcentage dans l'emploi rémunéré contre 13 points de pourcentage dans le travail autonome pour compte propre et de 8 points de pourcentage dans le travail autonome avec employés.

Il est intéressant de noter que non seulement les taux de transition entre l'emploi rémunéré et les deux types de travail autonome diminuent, mais que c'est aussi le cas des taux de transition

entre les deux types de travail autonome. Nous aurions pu nous attendre à un plus grand nombre de transitions du travail autonome pour compte propre vers le travail autonome avec aide rémunérée dans les années 2000, car un nombre moins élevé de personnes y avaient recours au travail autonome comme palliatif. Par conséquent, nous pouvions nous attendre à ce qu'un plus grand pourcentage de travailleurs autonomes pour compte propre évolue vers un travail autonome avec aide rémunérée dans les années 2000. Il se peut que cette baisse des taux de transition entre les deux types de travail autonome indique plutôt que le travail autonome pour compte propre devient distinct du travail autonome avec aide rémunérée. Par exemple, il se peut qu'un programmeur ou un consultant informatique travaille seul sur des projets à domicile sans avoir la moindre intention d'embaucher des employés.

Il existe, en outre, une augmentation du nombre de personnes qui sortent du non-emploi, mais ces résultats ne sont pas significatifs sur le plan statistique. Ce phénomène est probablement dû au fait qu'en général, peu d'hommes restent sans emploi tout au long de l'année. L'explication la plus probable de cette baisse de la persistance dans le non-emploi est simple : l'amélioration de la situation sur le marché du travail dans les années 2000 a permis aux personnes de trouver du travail plus facilement. En revanche, l'augmentation de la persistance dans les situations d'emploi s'explique moins bien et est analysée grâce aux résultats de la régression.

La différence majeure entre les années 1990 et les années 2000 tient au fait que les années 1990 étaient une période de transition; le travail autonome pour compte propre est monté en flèche depuis. Par contre, il est resté relativement stable au cours de la période allant de 2002 à 2007. Les taux de transition plus élevés dans les années 1990 pourraient simplement s'expliquer par le fait que l'étude compare une période de transition avec une période qui se rapproche davantage d'une situation stable. La hausse du travail autonome pour compte propre entraînée par un taux d'entrée plus élevé dans le secteur du travail autonome ne doit pas s'accompagner de taux de sortie plus élevés. Or, les faits montrent que les entreprises plus jeunes sont davantage portées à cesser leurs activités que les entreprises plus anciennes<sup>10</sup>. Plus généralement, on pourrait soutenir que la hausse des taux de transition dans les années 1990 peut aller de pair avec une diminution de la durée d'occupation dans chacune des situations d'emploi. Concernant le modèle d'estimation, cette durée d'occupation dans les situations d'emploi est une variable omise qui peut biaiser les résultats, plus particulièrement les estimations des variables de situations décalées. Ces variables sont destinées à évaluer l'effet de tous les antécédents d'emploi de la personne, y compris le temps passé dans chaque situation d'emploi. Malheureusement, les échantillons d'une durée de six ans disponibles dans l'EDTR font en sorte que l'on ne peut pas ajouter un plus grand nombre de situations d'emploi décalées et qu'il est donc impossible de déterminer le temps passé dans chaque situation d'emploi<sup>11</sup>.

### 3.3 Statistiques sommaires

Parmi les explications possibles des changements observés dans l'évolution des transitions sur le marché du travail, on peut citer l'évolution démographique et la modification de la structure sectorielle et professionnelle. Les tableaux 2 et 3 présentent les statistiques sommaires en fonction de la situation d'emploi. Comparativement aux hommes dans les années 1990, les hommes des années 2000 sont plus âgés, plus instruits et sont plus susceptibles d'être des immigrants<sup>12</sup>. Si l'on considère que plus on vieillit, plus on est instruit et qu'on est immigrant, plus le travail autonome pour compte propre suscite de l'intérêt par rapport à d'autres situations d'emploi, par exemple, alors l'observation de cette tendance impliquerait que la probabilité de

10. Voir par exemple Lin, Picot et Yates (1999).

11. Dans l'EDTR, on demande à la personne depuis combien de temps elle est sans emploi, mais on ne lui demande pas depuis combien de temps elle travaille à compte propre ou en tant que salarié.

12. Seuls les immigrants qui arrivent au Canada après 18 ans sont considérés comme des immigrants dans le cadre de la présente analyse.

passer à un travail autonome pour compte propre, conditionnellement à toute situation d'emploi antérieure, augmenterait.

**Tableau 2**

**Statistiques sommaires, hommes — Sans emploi et employé rémunéré**

	Sans emploi				Employé rémunéré			
	Années 1990		Années 2000		Années 1990		Années 2000	
	ans	erreur-type	ans	erreur-type	ans	erreur-type	ans	erreur-type
Âge moyen	44,3	0,5	47,3	0,5	41,0	0,1	42,9	0,1
	proportion	erreur-type	proportion	erreur-type	proportion	erreur-type	proportion	erreur-type
Niveau de scolarité								
Études secondaires non terminées	0,310	0,024	0,213	0,022	0,175	0,005	0,114	0,004
Études secondaires terminées	0,084	0,015	0,139	0,018	0,129	0,004	0,149	0,005
Études postsecondaires commencées	0,108	0,018	0,144	0,020	0,115	0,004	0,104	0,004
Certificat d'études postsecondaires	0,382	0,027	0,307	0,027	0,395	0,006	0,390	0,006
Baccalauréat	0,048	0,008	0,108	0,019	0,103	0,004	0,131	0,005
Études supérieures	0,049	0,020	0,061	0,016	0,078	0,004	0,089	0,004
Immigrant	0,105	0,022	0,166	0,025	0,083	0,004	0,112	0,005
Marié	0,576	0,028	0,731	0,024	0,771	0,006	0,761	0,006
Enfants	0,452	0,027	0,514	0,029	0,625	0,007	0,604	0,006
Secteur d'activité								
Foresterie	0,063	0,009	0,048	0,008	0,042	0,002	0,047	0,002
Fabrication	0,173	0,020	0,244	0,023	0,271	0,006	0,242	0,005
Construction	0,131	0,017	0,118	0,018	0,093	0,004	0,096	0,004
Commerce	0,121	0,017	0,110	0,017	0,156	0,005	0,145	0,005
Transports	0,063	0,017	0,103	0,017	0,092	0,004	0,078	0,004
Finances, assurances, immobilier	0,038	0,012	0,033	0,011	0,043	0,003	0,057	0,003
Services professionnels	0,015	0,005	0,051	0,016	0,045	0,003	0,069	0,003
Services aux entreprises	0,104	0,014	0,052	0,014	0,030	0,003	0,037	0,002
Éducation	0,066	0,014	0,064	0,015	0,075	0,003	0,069	0,004
Soins de santé	0,058	0,015	0,035	0,011	0,035	0,002	0,044	0,002
Information	0,081	0,021	0,049	0,013	0,041	0,003	0,051	0,004
Hébergement et restauration	0,032	0,011	0,038	0,009	0,031	0,003	0,025	0,002
Autres services	0,045	0,008	0,048	0,017	0,041	0,003	0,038	0,002
Profession								
Gestion	0,066	0,014	0,097	0,019	0,130	0,005	0,113	0,004
Commerce	0,058	0,013	0,077	0,015	0,099	0,004	0,102	0,004
Sciences naturelles	0,037	0,009	0,054	0,015	0,081	0,004	0,126	0,005
Santé	0,012	0,008	0,006	0,004	0,015	0,002	0,020	0,002
Sciences sociales	0,058	0,013	0,044	0,013	0,066	0,003	0,060	0,003
Arts	0,023	0,016	0,019	0,006	0,019	0,002	0,015	0,002
Ventes	0,242	0,022	0,187	0,024	0,151	0,005	0,159	0,005
Corps de métier	0,327	0,027	0,308	0,026	0,300	0,006	0,266	0,006
Primaire	0,058	0,009	0,047	0,011	0,024	0,001	0,024	0,001
Transformation	0,105	0,016	0,142	0,017	0,110	0,004	0,106	0,004
	dollars	erreur-type	dollars	erreur-type	dollars	erreur-type	dollars	erreur-type
Autre revenu familial	21 136	1 445	36 698	2 004	24 951	366	36 453	495

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

**Tableau 3**  
**Statistiques sommaires, hommes — Travailleur autonome pour compte propre et employeur**

	Travailleur autonome pour compte propre				Employeur			
	Années 1990		Années 2000		Années 1990		Années 2000	
	ans	erreur-type	ans	erreur-type	ans	erreur-type	ans	erreur-type
Âge moyen	43,7	0,3	44,6	0,3	44,2	0,3	46,1	0,3
	proportion	erreur-type	proportion	erreur-type	proportion	erreur-type	proportion	erreur-type
Niveau de scolarité								
Études secondaires non terminées	0,237	0,017	0,139	0,013	0,158	0,012	0,098	0,011
Études secondaires terminées	0,101	0,010	0,113	0,010	0,167	0,015	0,133	0,014
Études postsecondaires commencées	0,129	0,015	0,126	0,012	0,093	0,012	0,111	0,013
Certificat d'études	0,362	0,018	0,368	0,018	0,305	0,016	0,331	0,020
Baccalauréat	0,100	0,012	0,154	0,014	0,132	0,014	0,160	0,016
Études supérieures	0,069	0,012	0,082	0,011	0,122	0,014	0,138	0,014
Immigrant	0,103	0,014	0,164	0,015	0,135	0,017	0,122	0,016
Marié	0,759	0,017	0,768	0,015	0,877	0,015	0,835	0,017
Enfants	0,573	0,019	0,613	0,018	0,703	0,018	0,637	0,021
Secteur d'activité								
Foresterie	0,035	0,004	0,033	0,004	0,034	0,004	0,041	0,005
Fabrication	0,041	0,006	0,049	0,010	0,093	0,012	0,091	0,012
Construction	0,246	0,016	0,192	0,014	0,221	0,016	0,221	0,018
Commerce	0,091	0,012	0,112	0,011	0,205	0,016	0,160	0,014
Transports	0,129	0,013	0,147	0,015	0,065	0,008	0,035	0,007
Finances, assurances, immobilier	0,090	0,011	0,055	0,007	0,026	0,005	0,047	0,009
Services professionnels	0,126	0,014	0,119	0,012	0,107	0,013	0,134	0,014
Services aux entreprises	0,047	0,007	0,115	0,001	0,031	0,005	0,074	0,011
Éducation	0,018	0,005	0,015	0,012	0,004	0,003	0,008	0,003
Soins de santé	0,031	0,007	0,019	0,004	0,073	0,010	0,092	0,013
Information	0,048	0,010	0,071	0,010	0,026	0,005	0,022	0,006
Hébergement et restauration	0,001	0,000	0,018	0,005	0,068	0,010	0,028	0,007
Autres services	0,093	0,011	0,049	0,006	0,045	0,005	0,050	0,010
Profession								
Gestion	0,094	0,013	0,134	0,012	0,289	0,018	0,283	0,018
Commerce	0,068	0,010	0,101	0,011	0,048	0,007	0,080	0,013
Sciences naturelles	0,064	0,010	0,101	0,012	0,036	0,009	0,027	0,005
Santé	0,024	0,007	0,017	0,004	0,075	0,010	0,087	0,013
Sciences sociales	0,019	0,005	0,007	0,002	0,035	0,006	0,039	0,006
Arts	0,100	0,013	0,088	0,012	0,012	0,003	0,030	0,007
Ventes	0,167	0,015	0,095	0,009	0,125	0,013	0,107	0,013
Corps de métier	0,407	0,018	0,331	0,017	0,275	0,016	0,220	0,018
Primaire	0,041	0,005	0,060	0,007	0,033	0,004	0,072	0,009
Transformation	0,013	0,004	0,037	0,010	0,069	0,011	0,055	0,010
	dollars	erreur-type	dollars	erreur-type	dollars	erreur-type	dollars	erreur-type
Autre revenu familial	27 931	1 855	42 994	2 010	33 526	1 546	49 743	2 181

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Au lieu de cela, un changement plus localisé est nécessaire. Par exemple, partons une nouvelle fois du principe que plus le niveau de scolarité augmente, plus le travail autonome pour compte propre suscite de l'intérêt par rapport à d'autres situations. Si seuls les travailleurs à compte propre au cours de la période antérieure devenaient plus instruits, alors seule la probabilité d'être à son compte à l'instant  $t+1$ , conditionnellement au fait d'avoir été à son compte à l'instant  $t$ ,



augmenterait. La probabilité  $P(Y_{t+1}^{TACP} = 1 | Y_t^{TACP} = 1)$  augmenterait et les autres probabilités de la même ligne,  $P(Y_{t+1}^{NE} = 1 | Y_t^{TACP} = 1)$ ,  $P(Y_{t+1}^{ER} = 1 | Y_t^{TACP} = 1)$  et  $P(Y_{t+1}^{TAAR} = 1 | Y_t^{TACP} = 1)$ , diminueraient. Les changements propres à ces situations d'emploi dans les données démographiques ne sont toutefois pas évidents. Dans la plupart des cas, l'évolution démographique se fait dans le même sens.

Les tableaux 2 et 3 présentent également la répartition des personnes dans les secteurs d'activité et les professions en fonction de la situation d'emploi<sup>13</sup>. La hausse de la persistance dans l'emploi rémunéré, le travail autonome pour compte propre et le travail autonome avec employés peut s'expliquer notamment par le fait que les salariés se concentrent de plus en plus dans certains secteurs d'activité et que les travailleurs autonomes pour compte propre et les travailleurs autonomes-employeurs se concentrent de plus en plus dans d'autres. Dans la mesure où le capital humain propre à un secteur d'activité (ou à une profession) existe (voir Neal, 1995 et Kambourov et Manovskii, 2009), les différences dans la concentration sectorielle et professionnelle en fonction des situations d'emploi supposeraient que les salariés et les deux types de travailleurs autonomes accumulent du capital humain qui n'est pas facilement transférable d'une situation d'emploi à l'autre. Si les différences dans la structure sectorielle et professionnelle se creusaient, alors il serait de plus en plus difficile pour les travailleurs de passer d'une situation d'emploi à l'autre. À l'extrême, si les salariés se trouvaient uniquement dans certains secteurs d'activité et certaines professions, les travailleurs autonomes pour compte propre uniquement dans d'autres et les employeurs uniquement encore dans d'autres, alors il serait aussi difficile de changer de situation d'emploi que de changer de secteur d'activité ou de profession.

En outre, les tableaux 2 et 3 montrent que les répartitions des salariés, des travailleurs autonomes pour compte propre et des employeurs entre les secteurs d'activité chez les hommes sont assez différentes. Dans les années 1990, environ un quart des salariés travaillaient dans la fabrication contre 4 % des travailleurs autonomes pour compte propre et 9 % des employeurs. À la différence, environ un quart des travailleurs autonomes pour compte propre travaillaient dans la construction contre 9 % des salariés et 22 % des employeurs. Ces derniers se concentraient également davantage dans le commerce (21 %) que les travailleurs pour compte propre (9 %) et les salariés (16 %). Les différences dans les répartitions entre les professions mènent au même constat. Les salariés se regroupent de façon plus concentrée dans le secteur de la transformation; les travailleurs pour compte propre se concentrent davantage dans le commerce et les employeurs sont plus susceptibles d'être des gestionnaires. Une façon de mesurer la similitude entre les répartitions consiste à calculer les valeurs absolues des différences dans les répartitions entre deux situations d'emploi, puis d'ajouter ces valeurs absolues. Le recours à cette mesure indique que les répartitions dans les secteurs et les professions en règle générale convergent, à l'exception de la différence dans les répartitions des salariés et des employeurs dans les professions. Par conséquent, chez les hommes, il est peu probable que l'évolution de la répartition sectorielle et professionnelle ait conduit à une augmentation de la persistance.

La dernière variable des tableaux 2 et 3 est « Autre revenu familial ». Il s'agit du revenu total de la famille toutes sources confondues moins le revenu total de la personne. L'année des prix à la consommation (année de référence 2000) sert à exprimer les montants en prix constants. Un revenu familial autre plus élevé devrait être négativement corrélé au travail. Le revenu familial autre est pris en compte comme variable explicative pour aider à l'identification du modèle. Prowse (2007) montre qu'une variable continue significative sur le plan statistique est une des

13. Les personnes sans emploi sont rattachées au secteur d'activité et à la profession de leur dernier emploi. Si elles n'occupent pas d'emploi au début de la période de l'échantillon, elles sont rattachées au secteur d'activité et à la profession de leur premier emploi. Cette démarche est possible, car toutes les personnes de l'échantillon restreint ont occupé au moins un emploi au cours de la période de six ans.

conditions qu'il faut remplir avant de dire que l'identification du modèle ne repose pas uniquement sur l'hypothèse paramétrique du terme d'erreur.

## 4 Résultats de l'estimation

### 4.1 Estimations du modèle

Les estimations du modèle pour les hommes sont présentées aux tableaux 4 et 5. Elles tiennent compte des variables explicatives que l'on retrouve généralement dans les régressions des gains et les équations sur la participation au marché du travail, à savoir les contrôles relatifs à l'âge, au niveau de scolarité, au statut d'immigrant, à l'état matrimonial, à la présence d'enfants en âge d'aller à l'école, au revenu familial autre ainsi qu'au secteur d'activité et à la profession. Les taux de chômage provinciaux servent à prendre en compte l'évolution de la conjoncture économique, et les variables nominales annuelles servent à dégager d'autres effets agrégés non identifiés. Les estimations englobent un ensemble de variables nominales indiquant la situation d'emploi de la personne au début de la période de l'échantillon afin de remédier au problème des conditions initiales.<sup>14</sup>

**Tableau 4**  
**Coefficients estimés à partir du modèle logit mixte, hommes, années 1990**

	Salarié		Travailleur autonome pour compte propre		Employeur	
	coefficient	erreur- type	coefficient	erreur- type	coefficient	erreur- type
Situation d'emploi de l'année antérieure						
Salarié	3,875	0,275 <sup>1</sup>	2,324	0,364 <sup>1</sup>	3,048	0,487 <sup>1</sup>
propre	2,689	0,555 <sup>1</sup>	5,278	0,554 <sup>1</sup>	4,246	0,656 <sup>1</sup>
Employeur	3,534	0,423 <sup>1</sup>	4,164	0,519 <sup>1</sup>	8,032	0,547 <sup>1</sup>
De 25 à 34 ans	0,497	0,204 <sup>1</sup>	0,274	0,244	0,416	0,317
De 45 à 54 ans	-0,472	0,168 <sup>1</sup>	-0,290	0,192	-0,514	0,224 <sup>1</sup>
Niveau de scolarité						
Études secondaires non terminées	-0,414	0,219 <sup>1</sup>	-0,421	0,282	-0,779	0,319 <sup>1</sup>
Études postsecondaires commencées	-0,069	0,253	-0,189	0,326	-0,348	0,418
Certificat d'études postsecondaires	-0,171	0,219	-0,248	0,262	-0,277	0,306
Baccalauréat	0,355	0,313	-0,186	0,380	0,239	0,443
Études supérieures	0,163	0,592	-0,092	0,572	-0,069	0,632
Immigrant	0,018	0,281	0,566	0,350 <sup>1</sup>	0,511	0,371
Marié	0,561	0,221 <sup>1</sup>	0,536	0,255 <sup>1</sup>	0,873	0,337 <sup>1</sup>
Enfants	0,283	0,211	0,179	0,226	0,474	0,289 <sup>1</sup>
Autre revenu familial	0,000	0,003	0,004	0,005	0,001	0,004
Taux de chômage	-0,068	0,022 <sup>1</sup>	-0,081	0,029 <sup>1</sup>	-0,055	0,034 <sup>1</sup>
Conditions initiales						
Salarié	0,533	0,305 <sup>1</sup>	0,196	0,295	0,044	0,453
propre	-0,676	0,593	1,164	0,501 <sup>1</sup>	0,606	0,626
Employeur	0,127	0,485	0,961	0,481 <sup>1</sup>	1,770	0,561 <sup>1</sup>

1. Valeur significative sur le plan statistique au niveau de confiance de 10 %.

Note : Les variables nominales relatives au secteur d'activité, à la profession et au temps seront incluses dans les deux régressions.

14. Dans des études antérieures, on tient parfois compte des moyennes des variables explicatives afin de contrôler les conditions initiales, mais la variation est tellement faible dans l'échantillon restreint que des problèmes de colinéarité surviennent si on ajoute ces variables.

**Tableau 5**  
**Coefficients estimés à partir du modèle logit mixte, hommes, années 2000**

	Salarié		Travailleur autonome pour		Employeur	
	coefficient	erreur-type	coefficient	erreur-type	coefficient	erreur-type
Situation d'emploi de l'année antérieure						
Salarié	3,700	0,235 <sup>1</sup>	1,152	0,423 <sup>1,2</sup>	1,669	0,582 <sup>1,2</sup>
Travailleur autonome pour compte prop	1,714	0,429 <sup>1</sup>	4,954	0,663 <sup>1</sup>	2,251	0,783 <sup>1,2</sup>
Employeur	1,727	0,590 <sup>1,2</sup>	2,108	0,867 <sup>1,2</sup>	7,052	0,878 <sup>1</sup>
De 25 à 34 ans	0,466	0,247 <sup>1</sup>	0,988	0,362 <sup>1,2</sup>	0,539	0,552
De 45 à 54 ans	-0,498	0,161 <sup>1</sup>	-0,552	0,224 <sup>1</sup>	-0,500	0,296 <sup>1</sup>
Niveau de scolarité						
Études secondaires non terminées	-0,504	0,238 <sup>1</sup>	-0,656	0,372 <sup>1</sup>	-0,884	0,522 <sup>1</sup>
Études postsecondaires commencées	-0,206	0,251	-0,243	0,381	-1,044	0,464 <sup>1</sup>
Certificat d'études postsecondaires	-0,008	0,219	0,080	0,318	-0,230	0,374
Baccalauréat	-0,249	0,284	0,024	0,413	-0,251	0,677
Études supérieures	0,104	0,339	0,134	0,496	0,285	0,543
Immigrant	-0,544	0,230 <sup>1</sup>	0,059	0,329	-0,665	0,486 <sup>2</sup>
Marié	0,166	0,173	0,008	0,304	-0,234	0,353 <sup>2</sup>
Enfants	0,258	0,140 <sup>1</sup>	0,218	0,238	0,542	0,300 <sup>1</sup>
Autre revenu familial	-0,005	0,003 <sup>1</sup>	0,003	0,003	-0,002	0,003
Taux de chômage	-0,021	0,029	-0,052	0,044	-0,091	0,061
Conditions initiales						
Salarié	1,013	0,229 <sup>1</sup>	0,419	0,303	0,206	0,519
Travailleur autonome pour compte prop	0,616	0,530 <sup>2</sup>	2,436	0,615 <sup>1</sup>	1,741	0,786 <sup>1</sup>
Employeur	0,040	0,512	0,004	0,590	1,145	0,666 <sup>1</sup>

1. Valeur significative sur le plan statistique au niveau de confiance de 10 %.

2. La variation entre 1990 et 2000 est significative sur le plan statistique au niveau de confiance de 10 %.

Note : Les variables nominales relatives au secteur d'activité, à la profession et au temps seront incluses dans les deux régressions.

Présentant tout d'abord les années 1990, le tableau 4 montre que les coefficients de chaque variable nominale décalée de la situation d'emploi sont positifs et significatifs sur le plan statistique. Ces données signifient que toute forme de travail antérieur contre rémunération rend plus attrayant le fait d'être salarié, travailleur autonome pour compte propre ou employeur dans la période en cours par rapport aux rendements associés au fait d'être sans emploi. L'incidence d'avoir été salarié, travailleur autonome pour compte propre ou employeur au cours de la dernière période a d'énormes répercussions sur l'attrait que suscitent le travail salarié, le travail autonome pour compte propre et le travail autonome avec aide rémunérée. Par exemple, le fait d'avoir été salarié au cours de la dernière période augmente l'attrait d'être salarié dans la période en cours (moins l'attrait d'être sans emploi) de 3,875. Le fait d'avoir été salarié au cours de la dernière période a moins d'incidence sur l'attrait d'être à son propre compte (2,324) et d'être employeur (3,048) dans la période en cours. Si l'on interprète les variables décalées de la situation d'emploi comme l'acquisition de capital humain supplémentaire, les résultats montrent que si les compétences sont transférables, elles comportent un certain degré de spécificité.

Une comparaison des années 1990 avec les années 2000 (tableaux 4 et 5) révèle qu'en règle générale, les coefficients des variables décalées de la situation d'emplois ont diminué. Toutefois, les coefficients qui donnent les effets intersectoriels ont davantage diminué en pourcentage que les coefficients représentant les effets propres au secteur. L'incidence d'avoir occupé un emploi rémunéré au cours de la dernière période sur l'attrait que suscite le travail rémunéré au cours de la période en cours est passé de 3,875 dans les années 1990 à 3,700 dans les années 2000, soit une baisse de 4,5 %. À la différence, l'incidence d'avoir occupé un emploi rémunéré au cours de la dernière période sur l'attrait d'être travailleur autonome à compte propre dans la période en



cours a diminué de 50 % (le coefficient est passé de 2,324 dans les années 1990 à 1,152 dans les années 2000), et l'effet d'avoir été salarié au cours de la période précédente sur l'attrait d'être employeur dans la période en cours a diminué de 42 % (passant de 3,048 à 1,669). La baisse enregistrée dans les autres effets propres au secteur est faible par rapport aux autres effets intersectoriels. Le fait d'avoir été un travailleur autonome à compte propre durant la période précédente augmente l'attrait d'être travailleur autonome à compte propre dans la période en cours; en effet, le coefficient est passé de 5,278 dans les années 1990 à 4,954 dans les années 2000, soit une baisse de 6,1 %. Il s'agit d'une baisse beaucoup moins forte que la diminution de 36 % (de 2,689 dans les années 1990 à 1,714 dans les années 2000) de l'effet du travail autonome pour compte propre décalé sur l'attrait du salariat et la baisse de 47 % (de 4,246 dans les années 1990 à 2,251 dans les années 2000) de l'effet du travail autonome pour compte propre décalé sur l'attrait de devenir employeur. De la même façon, la baisse de 12 % (de 8,032 dans les années 1990 à 7,052 dans les années 2000) de l'effet décalé d'avoir été un employeur par le passé sur l'attrait d'être un employeur dans la période en cours est inférieur à l'effet de l'attrait d'être salarié et travailleur autonome à compte propre avec respectivement 51 % et 49 %. Encore une fois, dans le cadre de l'accumulation de capital humain, ces données montrent que les compétences sont devenues moins transférables d'une situation d'emploi à l'autre.

Le chiffre 2 en exposant <sup>(2)</sup> dans le tableau 5 met en évidence les coefficients des années 2000 qui sont différents sur le plan statistique de ceux des années 1990<sup>15</sup>. Bon nombre des variations des variables de situation décalées sont significatives sur le plan statistique. À l'exception des coefficients applicables à ces variables, peu d'autres coefficients ont varié dans le temps.

Nous n'effectuerons pas une analyse approfondie des coefficients à partir du modèle, car le signe et la taille des coefficients eux-mêmes ne donnent pas toute l'information nécessaire pour prévoir le signe et la taille de l'effet des variables explicatives sur la probabilité d'être dans une situation d'emploi ou une autre<sup>16</sup>.

Les effets marginaux moyens du modèle sont présentés dans les tableaux 6 et 7. La première case de la première ligne affiche l'effet marginal moyen d'être passé du non-emploi à un emploi rémunéré au cours de la période précédente sur la probabilité d'être sans emploi dans la période en cours.

$$\frac{1}{NT} \sum_i \sum_t \left( \frac{P(Y_{i,t+1}^{NE} = 1 | Y_t^{ER} = 1, Y_t^{TACP} = 0, Y_t^{TACP} = 0, X_t) - P(Y_{i,t+1}^{NE} = 1 | Y_t^{ER} = 0, Y_t^{TACP} = 0, Y_t^{TACP} = 0, X_t)}{P(Y_{i,t+1}^{NE} = 1 | Y_t^{ER} = 1, Y_t^{TACP} = 0, Y_t^{TACP} = 0, X_t) - P(Y_{i,t+1}^{NE} = 1 | Y_t^{ER} = 0, Y_t^{TACP} = 0, Y_t^{TACP} = 0, X_t)} \right) \quad (7)$$

Dans les années 1990 (tableau 6), le fait de passer du non-emploi à n'importe quelle autre situation d'emploi dans la période précédente diminue considérablement la probabilité d'être sans emploi dans la période en cours, soit de plus de 40 points de pourcentage. L'incidence de passer à un emploi rémunéré dans la période précédente augmente la probabilité d'être dans la même situation dans la période en cours de 44 points de pourcentage et diminue la probabilité de travailler à compte propre ou autonome d'avoir un travail autonome avec une aide rémunérée dans la période en cours également. Ces effets négatifs ne sont toutefois pas significatifs sur le

15. Les données présentées dans les tableaux 4 à 7 sont les résultats d'un test t; la différence entre les coefficients entre les deux périodes divisée par la racine carrée de la somme de leurs variances.

16. Le taux de chômage figure également parmi les variables qui sont significatives sur le plan statistique. Un taux de chômage élevé diminue le rendement de toutes les situations d'emploi (emploi rémunéré, travail autonome pour compte propre et travail autonome avec aide rémunérée) par rapport au non-emploi. La transition au non-emploi dans une conjoncture économique plus déprimée augmente la probabilité de rester longtemps sans emploi. Une autre différence intéressante entre les années 1990 et les années 2000 tient au fait que le taux de chômage n'est plus significatif sur le plan statistique dans les années 2000. Ce phénomène pourrait s'expliquer par la variation moindre du taux de chômage dans les années 2000 ou par le fait que l'effet du taux de chômage dépend de la nature du chômage. Moore et Mueller (2002), par exemple, laissent entendre que la durée du chômage et du type de cessation d'emploi sont des facteurs importants.

plan statistique. Les résultats sont semblables lorsqu'il s'agit de passer à une des deux formes de travail autonome dans la période antérieure<sup>17</sup>. La dépendance à la situation d'emploi en place augmente la probabilité de rester dans le même secteur; en revanche, elle a peu voire pas d'effet sur la probabilité de changer de secteur, sauf pour le non-emploi. Ces effets marginaux moyens correspondent aux estimations des coefficients présentés dans le tableau précédent. Comme, par exemple, le fait d'avoir occupé un emploi rémunéré dans la période antérieure a une incidence plus grande sur le rendement lié au fait d'avoir un emploi rémunéré dans la période en cours que si la personne se trouvait dans une autre situation d'emploi dans cette même période en cours, il n'est pas surprenant que l'effet marginal de passer du non-emploi à un emploi rémunéré dans la période précédente est plus à même d'augmenter la probabilité d'occuper un emploi rémunéré dans la période en cours.

**Tableau 6**  
**Effets marginaux moyens, hommes, années 1990**

	Probabilité d'être dans la situation suivante dans la période en cours							
	Sans emploi		Emploi rémunéré		Travail autonome pour compte		Employeur	
	effet marginal	erreur-type	effet marginal	erreur-type	effet marginal	erreur-type	effet marginal	erreur-type
Passage du non-emploi l'année précédente à								
Emploi rémunéré	-0,414	0,073 <sup>1</sup>	0,443	0,070 <sup>1</sup>	-0,029	0,021	0,000	0,010
Travail autonome pour compte propre	-0,407	0,075 <sup>1</sup>	-0,042	0,085	0,416	0,054 <sup>1</sup>	0,034	0,013 <sup>1</sup>
Employeur	-0,427	0,074 <sup>1</sup>	-0,117	0,074	-0,003	0,023	0,546	0,040 <sup>1</sup>
Passage de la tranche d'âge de 35 à 44 ans à celle de 25 à 34 ans	-0,011	0,005 <sup>1</sup>	0,016	0,008 <sup>1</sup>	-0,006	0,006	0,000	0,006
Passage de la tranche d'âge de 35 à 44 ans à celle de 45 à 54 ans	0,013	0,006 <sup>1</sup>	-0,016	0,008 <sup>1</sup>	0,005	0,005	-0,003	0,004
Passage des études secondaires à								
Études secondaires non terminées	0,012	0,006 <sup>1</sup>	-0,005	0,009	0,001	0,008	-0,009	0,006
Études postsecondaires commencées	0,002	0,006	0,006	0,011	-0,002	0,009	-0,006	0,008
Certificat postsecondaire	0,005	0,006	-0,004	0,009	-0,002	0,016	-0,002	0,002
Baccalauréat	-0,007	0,007	0,021	0,013 <sup>1</sup>	-0,016	0,011	0,002	0,009
Études supérieures	-0,003	0,015	0,013	0,019	-0,006	0,015	-0,003	0,007
Statut de non-immigrant à immigrant	-0,002	0,008	-0,021	0,011 <sup>1</sup>	0,016	0,009 <sup>1</sup>	0,007	0,007
Situation matrimoniale de non marié à marié	-0,017	0,008	0,010	0,010 <sup>1</sup>	-0,002	0,006 <sup>1</sup>	0,008	0,007
Situation familiale de sans enfants à avec enfants	-0,008	0,006	0,006	0,009	-0,004	0,005	0,006	0,005
Autre revenu familial	0,000	0,002	-0,003	0,005	0,004	0,004	0,000	0,002
Taux de chômage	0,017	0,005 <sup>1</sup>	-0,013	0,005 <sup>1</sup>	-0,008	-0,009	0,004	0,007
Changement de la condition initiale de sans emploi à								
Emploi rémunéré	-0,015	0,009 <sup>1</sup>	0,038	0,019 <sup>1</sup>	-0,009	0,011	-0,013	0,013
Travail autonome pour compte propre	0,015	0,029	-0,140	0,043 <sup>1</sup>	0,098	0,023 <sup>1</sup>	0,027	0,016 <sup>1</sup>
Employeur	-0,010	0,018	-0,075	0,031 <sup>1</sup>	0,025	0,017	0,060	0,018 <sup>1</sup>

1. Valeur significative sur le plan statistique au niveau de confiance de 10 %.

Note : Les variables nominales relatives au secteur d'activité, à la profession et au temps seront incluses dans les deux régressions.

17. Si on les compare aux effets marginaux des variables décalées de la situation d'emploi, les autres effets marginaux sont négligeables, mais conformes aux attentes. Concernant le niveau de scolarité, ne pas avoir terminé ses études secondaires augmente la probabilité d'être sans emploi. Poursuivre ses études après le secondaire par un diplôme universitaire augmente la probabilité d'être salarié. Être un immigrant diminue la probabilité d'occuper un emploi rémunéré et augmente la probabilité d'être à son compte. Enfin, travailler dans le secteur manufacturier par rapport au commerce diminue la probabilité d'être à son compte et augmente la probabilité d'occuper un emploi rémunéré.

Pour ce qui est des années 2000 (tableau 7), nous pouvons observer que l'effet des variables décalées de la situation d'emploi s'est accentué. L'effet d'être passé du non-emploi au travail autonome avec aide rémunérée dans la période antérieure sur la probabilité d'être un employeur dans la période en cours augmente, passant de 55 à 71 points de pourcentage. De la même façon, l'effet d'être passé du non-emploi au travail autonome pour compte propre dans la période antérieure sur la probabilité d'être un travailleur autonome à compte propre dans la période en cours augmente de 10 points de pourcentage. Alors que les effets intersectoriels n'étaient pas significatifs sur le plan statistique dans les années 1990, ils sont négatifs et significatifs dans les années 2000. Être passé du non-emploi au travail autonome avec aide rémunérée dans la période antérieure diminue la probabilité d'occuper un emploi rémunéré dans la période en cours de 28 points de pourcentage, et être passé du non-emploi au travail autonome pour compte propre dans la période précédente diminue la probabilité d'occuper un emploi rémunéré dans la période en cours de 17 points de pourcentage. En outre, le fait d'avoir été salarié au cours de la dernière période diminue la probabilité d'être à compte propre dans la période en cours de 7 points de pourcentage dans les années 2000.

**Tableau 7**  
**Effets marginaux moyens, hommes, années 2000**

	Probabilité d'être dans la situation suivante dans la période en cours							
	Sans emploi		Emploi rémunéré		Travail autonome pour compte		Employeur	
	effet marginal	erreur-type	effet marginal	erreur-type	effet marginal	erreur-type	effet marginal	erreur-type
Passage du non-emploi l'année précédente à								
Emploi rémunéré	-0,369	0,053 <sup>1</sup>	0,450	0,055 <sup>1</sup>	-0,069	0,032 <sup>1</sup>	-0,013	0,016
Travail autonome pour compte propre	-0,344	0,056 <sup>1</sup>	-0,168	0,059 <sup>1</sup>	0,519	0,070 <sup>1</sup>	-0,007	0,019 <sup>2</sup>
Employeur	-0,364	0,059 <sup>1</sup>	-0,279	0,061 <sup>1,2</sup>	-0,063	0,037 <sup>1</sup>	0,706	0,049 <sup>1,2</sup>
Passage de la tranche d'âge de 35 à 44 ans à celle de 25 à 34 ans	-0,011	0,005 <sup>1</sup>	-0,002	0,010	0,012	0,008 <sup>1,2</sup>	0,000	0,006
Passage de la tranche d'âge de 35 à 44 ans à celle de 45 à 54 ans	0,014	0,004 <sup>1</sup>	-0,011	0,006 <sup>1</sup>	-0,002	0,004	0,000	0,001
Passage des études secondaires à								
Études secondaires non terminées	0,016	0,007 <sup>1</sup>	-0,008	0,010	-0,004	0,007	-0,004	0,005
Études postsecondaires commencées	0,007	0,007	0,001	0,010	0,000	0,008	-0,008	0,005 <sup>1</sup>
Certificat postsecondaire	0,002	0,006	0,000	0,010	0,002	0,005	-0,002	0,004
Baccalauréat	0,006	0,008	-0,010	0,014 <sup>2</sup>	0,005	0,011	-0,001	0,008
Études supérieures	-0,003	0,008	0,000	0,016	0,000	0,016	0,002	0,006
Statut de non-immigrant à immigrant	0,015	0,008 <sup>1</sup>	-0,023	0,010 <sup>1</sup>	0,012	0,006 <sup>1</sup>	-0,003	0,005
Situation matrimoniale de non marié à marié	-0,004	0,005	0,009	0,007	-0,002	0,007	-0,003	0,004
Situation familiale de sans enfants à avec enfants	-0,007	0,004 <sup>1</sup>	0,005	0,006	-0,001	0,005	0,003	0,003
Autre revenu familial	0,003	0,002	-0,008	0,002 <sup>1</sup>	0,005	0,002 <sup>1</sup>	0,000	0,001
Taux de chômage	0,005	0,005 <sup>2</sup>	0,004	0,010	-0,004	0,007	-0,005	0,006
Changement de la condition initiale de sans emploi à								
Emploi rémunéré	-0,034	0,010 <sup>1</sup>	0,053	0,013	-0,011	0,009	-0,008	0,008
Travail autonome pour compte propre	-0,035	0,021 <sup>1</sup>	-0,055	0,030 <sup>1,2</sup>	0,078	0,029 <sup>1</sup>	0,013	0,016
Employeur	-0,004	0,019	-0,011	0,028	-0,005	0,027	0,020	0,015 <sup>2</sup>

1. Valeur significative sur le plan statistique au niveau de confiance de 10 %.

2. La variation entre 1990 et 2000 est significative sur le plan statistique au niveau de confiance de 10 %.

Note : Les variables nominales relatives au secteur d'activité, à la profession et au temps seront incluses dans les deux régressions.

Les estimations des coefficients et des effets marginaux moyens laissent entendre qu'une modification de l'effet de la situation d'emploi d'une personne dans la période antérieure joue un rôle dans la variation des probabilités de transition. Ce phénomène est confirmé par les expériences abordées dans la section suivante.

## 4.2 Prévision de l'évolution des taux de transition

Une fois que le modèle pour les années 1990 et 2000 a été estimé, il est possible de faire des expériences afin de déterminer les facteurs importants qui expliquent l'évolution de la dynamique du marché du travail. La nature non linéaire du modèle rend une décomposition parfaite impossible; toutefois, en remplaçant un élément à la fois dans le modèle applicable aux années 1990 par ceux des années 2000, on peut essayer de dégager les facteurs clés.

Dans la première expérience, nous estimons la variation des taux de transition lorsque la valeur des seuls coefficients des situations d'emploi décalées peut varier entre 1990 et 2000. Les résultats de cette expérience sont affichés dans la première colonne du tableau 8. Comme il n'existe aucun coefficient correspondant au fait d'avoir été sans emploi au cours de la période antérieure, les probabilités conditionnelles au non-emploi dans la période précédente restent inchangées. L'effet de la variation des coefficients de la situation d'emploi décalée sur les autres taux de transition est significatif. Une grande partie des variations dans le reste de la matrice de transition a été prise en compte. Par exemple, on prévoit que la persistance dans l'emploi rémunéré, le travail autonome pour compte propre et le travail autonome avec aide rémunérée augmente respectivement de 1,3 point de pourcentage, 8,5 points de pourcentage et 6,8 points de pourcentage. Ces chiffres peuvent être comparés aux variations réelles de 0,9 point de pourcentage, 12,9 points de pourcentage et 7,7 points de pourcentage, respectivement.

**Tableau 8**  
**Évolution prévue des taux de transition, hommes**

	Variation des coefficients		Variation des covariables
	Situations d'emploi décalées	À l'exception des situations d'emploi décalées	
taux			
Transition du non-emploi à			
Non-emploi	0,000	-0,061	-0,075
Emploi rémunéré	0,000	0,037	0,066
Travail autonome pour compte propre	0,000	0,021	0,007
Employeur	0,000	0,003	0,003
Transition de l'emploi rémunéré à			
Non-emploi	0,004	-0,003	-0,002
Emploi rémunéré	0,013	-0,004	-0,001
Travail autonome pour compte propre	-0,011	0,005	0,003
Employeur	-0,006	0,002	0,000
Transition du travail autonome pour compte propre à			
Non-emploi	0,012	-0,005	-0,001
Emploi rémunéré	-0,057	0,008	0,002
Travail autonome pour compte propre	0,085	-0,012	0,003
Employeur	-0,039	0,008	-0,004
Transition d'employeur à			
Non-emploi	0,009	0,001	-0,001
Emploi rémunéré	-0,048	0,013	-0,010
Travail autonome pour compte propre	-0,028	0,001	0,000
Employeur	0,068	-0,015	0,011

Source : Calculs des auteurs.

La deuxième expérience permet aux coefficients restants de varier toutes choses étant constantes par ailleurs selon les valeurs de 1990 (y compris les coefficients des situations

d'emploi décalées). La deuxième colonne du tableau 8 montre que les variations des autres coefficients ont des répercussions négligeables sur les probabilités conditionnellement au fait d'être salarié, travailleur autonome à compte propre et travailleur autonome avec aide rémunérée. L'effet des variations de l'autre coefficient tiennent toutefois compte de toutes les fluctuations des taux de transition conditionnellement au fait de ne pas occuper d'emploi. Ce phénomène semble logique, car l'amélioration de la situation sur le marché du travail dans les années 2000 a augmenté le rendement de tous les types d'emplois par rapport au non-emploi.

La dernière expérience figurant dans la troisième colonne du tableau 8 calcule les probabilités prévisionnelles si les coefficients estimés des années 1990 sont appliqués aux personnes de l'échantillon de 2002-2007<sup>18</sup>. Les résultats de ces calculs sont ensuite comparés aux probabilités prévisionnelles des années 1990. Comme nous l'avons prévu dans la section 3.3, les effets de l'évolution démographique et de la modification de la structure sectorielle et professionnelle sont minimes.

---

18. Les expériences dans lesquelles des ensembles plus petits de coefficients et de caractéristiques peuvent varier tour à tour n'expliquent pas davantage les différences qui existent entre les années 1990 et les années 2000.



## 5 Conclusion

La présente analyse compare la dynamique du travail autonome chez les hommes au Canada dans les années 1990 avec la dynamique des années 2000. Elle révèle que le passage d'un emploi rémunéré au travail autonome pour compte propre et au travail autonome avec aide rémunérée est moins fréquent dans les années 2000 que dans les années 1990. La nature plus temporaire du travail autonome dans la situation plus difficile que traversait le marché du travail des années 1990 laisse supposer que de nombreuses personnes avaient recours au travail autonome comme palliatif, et il se peut qu'elles n'aient pas été vraiment prêtes à créer une entreprise. Ce manque d'engagement et de préparation à l'égard du travail autonome dans les années 1990 est probablement lié à la productivité plus faible enregistrée dans le secteur du travail autonome exercé dans des entreprises non constituées en société dans les années 1990 par rapport aux années 2000. Des études déjà publiées laissent entendre qu'en moyenne les nouveaux venus ne sont pas aussi productifs que les travailleurs autonomes déjà en poste et qu'il faut du temps pour que leur productivité augmente. La présence accrue de nouveaux travailleurs autonomes dans les années 1990 et le fait que leur entreprise ne survivait pas aussi longtemps que celle des nouveaux travailleurs autonomes dans les années 2000 aurait des répercussions négatives sur la productivité dans le secteur du travail autonome. Bien que la présente analyse fasse la distinction entre le travail autonome avec employés et le travail autonome sans employés, et non entre les travailleurs autonomes non constitués en société et les travailleurs autonomes constitués en société, la grande majorité des nouveaux travailleurs à leur compte ne sont pas constitués en société<sup>19</sup>. Les personnes qui venaient de se mettre à leur compte dans les années 1990 étaient susceptibles d'être moins attachées à leur propre entreprise et affichaient un engagement moindre à diriger une entreprise.

Les estimations découlant du modèle logit multinomial dynamique mixte laissent supposer que la hausse de la dépendance à la situation d'emploi contribue à la persistance accrue dans l'emploi rémunéré, le travail autonome pour compte propre et le travail autonome avec employés rémunérés. L'évolution démographique et la modification de la structure sectorielle et professionnelle ont eu peu de répercussions, tandis que l'évolution du rendement des caractéristiques des travailleurs et l'amélioration de la conjoncture économique (accentuée par la baisse des taux de chômage) expliquent la hausse du nombre de personnes qui sortent du non-emploi.

La hausse de la dépendance à la situation d'emploi en place pourrait s'expliquer, entre autres raisons, par la spécialisation accrue des personnes, rendant ainsi les compétences qu'elles ont acquises dans une situation d'emploi plus difficilement transférables à une autre situation d'emploi. Une autre explication possible pourrait résider dans les coûts élevés intervenant dans le passage d'une situation d'emploi à une autre, comme les coûts de recherche d'emploi et les frais d'information. Cette dernière explication est toutefois peu probable étant donné les progrès réalisés dans les technologies de l'information et des communications qui auraient dû faire baisser ces coûts. En outre, il se peut que le recours massif au travail autonome comme solution de remplacement au non-emploi dans les années 1990 ait rendu les recruteurs de plus en plus méfiants par rapport à l'expérience que les personnes déclarent en tant que travailleur autonome. Il se peut par ailleurs que la dépendance accrue à la situation d'emploi augmente les effets des variables manquantes, comme la durée pendant laquelle une personne pense être sans emploi et le temps que la personne a déjà passé dans une situation d'emploi particulière. Certaines personnes soutiennent que le nombre plus important de nouveaux venus sur le marché du travail autonome dans les années 1990 a conduit à un plus grand nombre de jeunes entreprises et que ce phénomène a entraîné la sortie d'un plus grand nombre de travailleurs

19. Les données de l'Enquête sur la population active montrent qu'entre 2000 et 2007, 84 % des travailleurs autonomes dont l'entreprise avait moins d'un mois d'existence n'étaient pas constitués en société. Au cours de la même période, 61,6 % de l'ensemble des travailleurs autonomes n'étaient pas constitués en société.

autonomes du marché étant donné que les jeunes entreprises ont davantage de chances de cesser leurs activités que les plus anciennes.

De prochains travaux de recherche pourraient faire intervenir une analyse approfondie des raisons qui se cachent derrière cette hausse de la dépendance à la situation d'emploi. Pour ce faire, une méthode pourrait consister à faire interagir les variables décalées de la situation d'emploi avec les autres variables explicatives. Il se peut que les personnes plus âgées soient moins portées à changer de situation d'emploi, et que le vieillissement de la main-d'œuvre explique la dépendance accrue à l'égard de l'État. Une autre méthode pourrait consister à utiliser un échantillon pour une durée plus longue comme le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre en vue d'examiner l'effet du temps passé dans chaque situation d'emploi. Un autre domaine de recherche pourrait porter sur une comparaison entre le Canada et les États-Unis. Les résultats d'une telle recherche pourraient aider à expliquer les différences de productivité entre les secteurs du travail autonome des deux pays.



## Bibliographie

- Audretsch, D.B., et R. Thurik. 2001. *Linking Entrepreneurship to Growth*. Paris, France. OECD Publishing. OECD Science, Technology and Industry Working Papers. No. 2001/02.
- Baldwin, J.R., et W. Gu. 2006. *Concurrence, roulement des entreprises et croissance de la productivité*. Produit n° 11F0027M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa, Ontario. Série de documents de recherche sur l'analyse économique (AE). N° 42.
- Baldwin, J.R., et L. Rispoli. 2010. *Tendances de la productivité des entreprises non constituées en société dans l'économie canadienne, 1987 à 2005*. Produit n° 15-206-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa, Ontario. La revue canadienne de productivité. N° 28.
- Borjas, G., et S.G. Bronars. 1989. « Consumer discrimination and self-employment ». *The Journal of Political Economy*. Vol. 97. N° 3. p. 581 à 605.
- Développement des ressources humaines Canada. 2000. *Étude bilan : Le travail autonome à son compte au Canada, rapport final*. Ottawa, Ontario. Évaluation et développement des données, Direction de la politique stratégique. N° SP-AH145-11-00F au catalogue.
- Eckstein, Z., et K. Wolpin. 1989. « Dynamic labour force participation of married women and endogenous work experience ». *Review of Economic Studies*. Vol. 56. N° 3. p. 375 à 390.
- Esmailzadeh, R. 2008. *A Dynamic Analysis of Canadian Male Self-employment: Evidence from SLID*. Montréal, Quebec. Concordia University. Quebec Inter-University Centre for Social Statistics. Ébauche.
- Foster, L., J.C. Haltiwanger et C.J. Krizan. 2001. « Aggregate productivity growth: Lessons from microeconomic evidence ». *New Developments in Productivity Analysis*. Publié sous la direction de C.R. Hulten, E.R. Dean et M.J. Harper. Chicago, Illinois. The University of Chicago Press. National Bureau of Economic Research. Studies in Income and Wealth. Vol. 63. p. 303 à 72.
- Fuchs, V.R. 1982. « Self-employment and labor force participation of older males ». *The Journal of Human Resources*. Vol. 17. N° 3. p. 339 à 357.
- Hamilton, B. 2000. « Does entrepreneurship pay? An empirical analysis of the returns to self-employment ». *Journal of Political Economy*. Vol. 108. N° 3. p. 604 à 631.
- Honoré, B.E., et E. Kyriazidou. 2000. « Panel data discrete choice models with lagged dependent variables ». *Econometrica*. Vol. 68. N° 4. p. 839 à 874.
- Hyslop, D.R. 1999. « State dependence, serial correlation and heterogeneity in intertemporal labor force participation of married women ». *Econometrica*. Vol. 67. N° 6. p. 1255 à 1294.
- Kambourov, G., et I. Manovskii. 2009. « Occupational specificity of human capital ». *International Economic Review*. Vol. 50. N° 1. p. 63 à 115.
- Keane, M. 1992. « A note on identification in the multinomial probit model ». *Journal of Business Economic Statistics*. Vol. 10. N° 2. p. 193 à 200.
- Kuhn, P.J., et H.J. Schuetze. 2001. « Self-employment dynamics and self-employment trends: A study of canadian men and women, 1982–1998 ». *Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économie*. Vol. 34. N° 3. p. 760 à 784. Résumé en français.

Leung, D. 2006. « The male/female earnings gap and female self-employment ». *Journal of Socio-Economics*. Vol. 35. N° 5. p. 759 à 779.

Lin, Z., G. Picot, et J. Yates. 1999. *Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada*. Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa, Ontario. Direction des études analytiques : documents de recherche. No 134.

Moore, C.S., et R.E. Mueller. 2002. « The transition from paid to self-employment in Canada: The importance of push factors ». *Applied Economics*. Vol. 34. N° 6. p. 791 à 801.

Neal, D. 1995. « Industry-specific human capital: Evidence from displaced workers ». *Journal of Labor Economics*. Vol. 13. N° 4. p. 653 à 677.

Prowse, V. 2006. *Heterogeneity in multinomial choice models, with an application to a study of employment dynamics*. Oxford, United Kingdom. Department of Economics, Nuffield College and University of Oxford.

Prowse, V. 2007. *Modeling Employment Dynamics with State Dependence and Unobserved Heterogeneity*. Oxford, United Kingdom. Department of Economics, University of Oxford. Economics Series Working Papers. N° 337.

Rees, H., et A. Shah. 1986. « An empirical analysis of self-employment in the U.K. » *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 1. N° 1. p. 95 à 108.

Rendtel, U., et U. Kaltenborn. 2004. *The Stability of Simulation Based Estimation of the Multiperiod Multinomial Probit Model with Individual Specific Covariates*. Berlin. Freie Universität Berlin. Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaft der Freien Universität Berlin (Volkswirtschaftliche Reihe) 2004/05.

Roy, R., et J. Gauthier. 1998. « Tendances divergentes dans le travail autonome au Canada ». *Bulletin de la recherche appliquée*. Ressources humaines et Développement des compétences Canada. Vol. 4. N° 1. Hiver-printemps.

<http://www.rhdcc.gc.ca/fra/sm/ps/dsc/fpcr/publications/bulletins/1998-000028/page07.shtml>  
(consulté le 17 juin 2011).

Schuetze, H.J. 2005. *The Self-employment Experience of Immigrants to Canada*. Victoria, British Columbia. Department of Economics, University of Victoria.

Wooldridge, J. 2005. « Simple solutions to the initial conditions problem for dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity ». *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 20. N° 1. p. 39 à 54.